

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT DU CHOC TECHNOLOGIQUE SURPRISE ET DU CHOC DE
NOUVELLE SUR LES INDICES D'INÉGALITÉ DE REVENU ET DE
CONSOMMATION AUX ÉTATS-UNIS

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

PAR
VINCENT BEAUSÉJOUR

MARS 2016

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier, tout d'abord, mon directeur de mémoire, le professeur Alain Guay. Merci pour votre soutien tout au long du processus de rédaction. Merci d'avoir été disponible afin de répondre à mes questions et de m'avoir guidé afin de pouvoir accomplir ce projet.

Je remercie également le professeur Philip Merrigan. Vos nombreux conseils m'ont été d'une grande utilité dans l'élaboration de ma base de données.

Merci à ma famille : mes parents, Lise et Normand, et mon frère Gabriel, des personnes qui m'ont beaucoup donné et me donnent encore beaucoup. Peu importe les circonstances, ils ont toujours été là pour moi.

Également, j'aimerais remercier mes amis et collègues de maîtrise. Plus spécialement, merci David, Emmanuel, Isabelle, Jonathan, Marc-André, Martinien, Samuel B. et Samuel P. Merci pour votre aide et pour avoir fait de ces deux années de maîtrise une très belle expérience.

Merci à tous mes autres amis, plus particulièrement à Francis, Louis, Louis-Philippe et Sophie. Vous m'avez épaulé dans ce mémoire et je vous en suis très reconnaissant. Je tiens aussi à remercier Marianne d'avoir pris le temps de lire ce mémoire et de m'avoir donné ses commentaires. Ceux-ci m'ont permis d'améliorer cet ouvrage.

Finalement, je tiens à remercier le personnel du département d'économie pour leur encadrement ainsi que la fondation de l'UQAM et l'ESG pour leur soutien financier.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	v
LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES	viii
RÉSUMÉ	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	8
1.1 L’amorce de la recherche dans le domaine des inégalités économiques	8
1.2 Le lien entre la productivité et les inégalités	10
1.3 Le lien entre l’inflation et les inégalités	11
1.4 Décomposition de la hausse de productivité afin de mieux analyser l’impact sur les inégalités	12
1.5 Le lien entre les heures travaillées et les inégalités	13
1.6 Le lien entre la politique monétaire et les inégalités	16
1.7 Le choc de nouvelle	17
CHAPITRE II	
DONNÉES	20
2.1 Description de la base de données utilisée pour le calcul des inégalités	20
2.2 Construction de nos indices	24
2.3 Analyse de l’évolution graphique des indices	26
2.4 Corrélation entre nos indices d’inégalités	27
2.5 Corrélations croisées entre nos indices d’inégalités et le PIB	29
2.6 Autres bases de données utilisées	29
2.7 Corrélations avec les différents indices d’inégalités	31
2.8 Tests de stationnarité	31

2.9 Tests de cointégration	33
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE	35
3.1 Méthode Barsky et Sims (2011)	35
3.2 Procédure SVAR	42
3.2.1 Restrictions de long terme	44
3.2.2 Restrictions de court terme	45
3.3 Outil d'analyse des résultats : les fonctions de réponse	46
CHAPITRE IV	
ANALYSE DES RÉSULTATS	48
4.1 Modèle de base	48
4.1.1 Analyse des fonctions de réponse	48
4.1.2 Analyse de la décomposition de la variance	52
4.2 Modèles alternatifs	53
4.2.1 Heures travaillées	53
4.2.2 Méthode SVECM	55
ANNEXE A	
DONNÉES : GRAPHIQUES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES	61
ANNEXE B	
RÉSULTATS DU MODÈLE DE BASE	65
ANNEXE C	
RÉSULTATS DES MODÉLISATIONS ALTERNATIFS	72
C.1 MODÈLE AVEC LES HEURES TRAVAILLÉES	73
C.2 MÉTHODE SVECM	80
RÉFÉRENCES	87

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
A.1 Corrélations et volatilités des mesures d'inégalités	61
A.2 Corrélation entre la composante cyclique du PIB et la composante cyclique des indices d'inégalités	62
A.3 Corrélation entre la composante cyclique des indices d'inégalités et la composante cyclique des autres variables macroéconomiques . .	62

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Courbe de Lorenz.	25
A.1 Évolution des différentes mesures d'inégalités sur toute la période d'échantillonnage.	63
A.2 Évolution des autres variables en niveau.	64
A.3 Évolution des variables en différence.	64
B.1 Fonctions de réponse des inégalités de salaire	66
B.2 Fonctions de réponse des inégalités de revenu	67
B.3 Fonctions de réponse des inégalités de consommation	68
B.4 Fonctions de réponse des inégalités en dépense totale	69
B.5 Décomposition de la variance des inégalités de salaire et revenu .	70
B.6 Décomposition de la variance des inégalités de consommation et de dépense totale	71
C.1 Fonctions de réponse des inégalités de salaire avec les heures . . .	74
C.2 Fonctions de réponse des inégalités de revenu avec les heures . . .	75
C.3 Fonctions de réponse des inégalités de consommation avec les heures	76
C.4 Fonctions de réponse des inégalités en dépense totale avec les heures	77
C.5 Décomposition de la variance des inégalités de salaire et revenu avec les heures	78
C.6 Décomposition de la variance des inégalités de consommation et de dépense totale avec les heures	79
C.7 Fonctions de réponse des inégalités de salaire avec la méthode SVECM	81

C.8 Fonctions de réponse des inégalités de revenu avec la méthode SVECM	82
C.9 Fonctions de réponse des inégalités de consommation avec la méthode SVECM	83
C.10 Fonctions de réponse des inégalités en dépense totale avec la méthode SVECM	84
C.11 Décomposition de la variance des inégalités de salaire et revenu avec la méthode SVECM	85
C.12 Décomposition de la variance des inégalités de consommation et de dépense totale avec la méthode SVECM	86

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

90e-10e	Différence entre le 90e percentile et le 10e percentile de la distribution
ADF	Dickey-Fuller augmenté (sigle provenant de l'appellation anglaise)
BLS	U.S Bureau of Labor Statistics
CEX	Consumer Expenditure Survey (effectué par la BLS)
CPS	Current Population Survey (effectué par la BLS)
DSGE	Modèle d'équilibre général dynamique stochastique (sigle provenant de l'appellation anglaise)
HP	Hodrick et Prescott
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
PA	Prix des actions
PIB	Produit intérieur brut (réel)
PSID	Panel Study of Income Dynamics (effectué par l'université du Michigan)
SD	Écart-type (sigle provenant de l'appellation anglaise)
SVAR	Représentation vectorielle autorégressive structurelle (sigle provenant de l'appellation anglaise)
SVECM	Modèle vectoriel structurel à correction d'erreurs (sigle provenant de l'appellation anglaise)
TFP	Productivité totale des facteurs (sigle provenant de l'appellation anglaise)
VAR	Représentation vectorielle autorégressive (sigle provenant de l'appellation anglaise)
VECM	Modèle vectoriel à correction d'erreurs (sigle provenant de l'appellation anglaise)

RÉSUMÉ

Depuis le début des années 1980, les inégalités de revenu ont plus que doublé aux États-Unis et la dernière récession de 2008 n'a fait que creuser l'écart déjà existant entre les 1 % des plus fortunés et les 99 % de la population restante. Ce phénomène explique la résurgence de ce sujet dans la littérature économique puisque certains auteurs ont depuis entrepris d'élucider la dynamique des inégalités avec l'inflation, la productivité ou encore la politique monétaire. Ce mémoire s'inscrit dans ce courant en tentant d'analyser les impacts des chocs technologiques sur les inégalités de salaire, de revenu, de consommation et de dépense totale. Pour ce faire, les chocs technologiques sont scindés sous deux types soit le choc surprise (instantané) et le choc de nouvelle (qui se manifeste de façon beaucoup plus progressive). Cette étude repose sur l'utilisation du Consumer Expenditure Survey (CEX) pour calculer les trois indices d'inégalités suivants : le coefficient de Gini, l'écart-type ainsi que la différence entre le 90^e et le 10^e centile de la distribution. La méthodologie retenue est une représentation vectorielle autorégressive structurale où nous suivons une procédure utilisant la décomposition de la variance dans le but d'identifier notre choc de nouvelle. Quatre variables, dont une mesure d'inégalité, sont intégrées dans ce SVAR. Cette démarche nous permet de mesurer l'impact des chocs technologiques surprises et des chocs de nouvelle sur chacune de nos mesures d'inégalité. Les principaux résultats de ce mémoire suggèrent qu'à la suite d'un choc technologique surprise, les inégalités de salaire et de revenu augmentent à court terme et que, dans le cas des inégalités salaires, cette augmentation persiste sur un horizon de moyen terme. Suite à ce même choc, nous observons également une baisse des inégalités de consommation et de dépense sur un horizon de plus long terme. Toutefois, les chocs technologiques surprises ne semblent pas être une source de fluctuation importante pour les quatre catégories d'inégalités. Pour le choc de nouvelle, nous ne sommes pas en mesure de conclure de son incidence sur les inégalités de salaire et de revenu bien que la décomposition de la variance effectuée sur nos variables nous permette de considérer le choc de nouvelle comme une composante appréciable des fluctuations du coefficient de Gini des revenus. Toutefois, dans le cas des inégalités de dépense totale, nous obtenons une hausse persistante à long terme.

MOTS-CLÉS : CEX, choc de nouvelle, coefficient de Gini, inégalité de consommation, inégalité de dépense totale, inégalité de revenu, inégalité de salaire, SVAR, SVECM, TFP

INTRODUCTION

À l'automne 2011, environ un millier de personnes décidèrent d'organiser une occupation dans un parc du quartier financier de New York afin de dénoncer les abus du système capitaliste et plus particulièrement la façon dont les revenus sont répartis aux États-Unis. Ce mouvement, qui prendra le nom d'Occupy Wall Street, s'étendit dans plusieurs autres villes du monde (dont Montréal). Le but était de sensibiliser la population et les élus à la hausse croissante des inégalités de revenu et de richesse. Leur slogan, « We are the 99 % », faisait référence au fait que le 1 % des plus fortunés dans la société américaine (mais également dans plusieurs autres pays) détiennent une part très importante du revenu national. En effet, depuis le début des années 80, les inégalités de revenu se creusent aux États-Unis. Par exemple, la part du revenu national que détiennent le 1 % des plus riches est passée de 10 % en 1980 à 20 % en 2011 (Stiglitz, 2012). Les inégalités de richesse (actif - passif) américaines sont, quant à elles, davantage prononcées. En effet, le 1 % supérieur détient maintenant 40 % de la richesse nationale américaine en comparaison à 23 % en 1978.

Par ailleurs, la dernière récession n'a aidé en rien le problème, et le regain qui a suivi n'a fait qu'amplifier la situation. Toujours selon Joseph Stiglitz, le 1 % des plus riches a bénéficié de 93 % des revenus additionnels créés par la reprise économique en 2010. En fait, la chute des prix immobiliers avant et pendant la dernière récession a particulièrement affecté la classe défavorisée et la classe moyenne, celles-ci possédant la majeure partie de leurs actifs dans la détention d'une résidence.

Également, Berg *et al.* (2014) ont démontré, à l'aide de données sur 159 pays allant de 1980 à 2012, qu'il existe une relation inverse entre la part du revenu détenu par le 20 % des plus riches de la population et la croissance économique. Une hausse de 1 % de cette part entraîne une baisse de 0,08 % de la croissance du PIB alors qu'une hausse similaire pour les 20 % des plus pauvres entraîne une hausse de la croissance du PIB de 0,38 %. Par ailleurs, un accroissement des inégalités de revenu peut affecter à la baisse la croissance de la productivité du travail (Stiglitz, 2012) ainsi qu'exacerber les conflits sociaux (Estaban et Ray, 2011).

À la lumière de ces faits et de ces statistiques, il nous paraît intéressant de se pencher sur ce problème à la fois économique et social.

Heathcote *et al.* (2010) ont analysé de façon très exhaustive l'évolution des inégalités de revenu aux États-Unis entre 1967 et 2006. Tout d'abord, il est démontré que le coefficient de Gini¹ du salaire horaire pour les hommes était de 0,28 en 1970, de 0,30 en 1980, puis augmente constamment passant de 0,30 à 0,40 entre 1980 et 2005. Il s'agit d'un accroissement soutenu depuis le début des années 1980.

On constate également que les revenus annuels des centiles inférieurs (0 - 10^e centile) en 2005 ont diminué d'environ 60 % en termes réels par rapport à 1967, que ceux des centiles médians (45^e - 55^e) ont stagné alors que ceux des centiles supérieurs (90^e - 100^e) ont augmenté de près de 80 % pour la même période. Selon les auteurs, ce déclin du centile inférieur peut être expliqué en partie par la baisse des heures de travail (20 % entre 1967 et 2005). Toutefois, les heures travaillées n'ont pas augmenté durant cette même période pour le centile supérieur ; elles ont stagné. Quant à la cyclicité des inégalités, il est démontré que les inégalités de revenu se creusent durant les récessions, mais celles-ci demeurent relativement

1. Le coefficient de Gini est une mesure située entre 0 et 1. Plus le coefficient tend vers 1, plus l'on peut conclure à une distribution inégalitaire de notre distribution.

stables au cours des expansions. Ainsi, la tendance inégalitaire ne fait que prendre de l'ampleur à chaque récession sans pouvoir se renverser durant les expansions économiques. Il y est indiqué aussi que ce sont les revenus au bas de la distribution qui sont les plus affectés par les variations du cycle réel.

Dans le cadre de cette analyse, nous mettrons l'accent sur les trois manières d'aborder les inégalités les plus couramment traitées dans la littérature.

Premièrement, certains ont tenté de documenter le lien existant entre l'inflation et les inégalités de revenu. Par exemple, Albanesi (2006) démontre par un modèle d'équilibre général (ayant une firme et des ménages représentatifs) que l'inflation et les inégalités de revenu sont positivement corrélées. Ainsi, plus l'inflation est forte, plus cela affecte négativement les gens à faible revenu.

Deuxièmement, un autre pan de la littérature s'intéresse au lien existant entre les inégalités et la productivité. Ce sujet est abordé en détail dans Atolia *et al.* (2009). Un modèle de type DSGE est construit avec une firme représentative et des ménages hétérogènes. L'objectif est d'analyser l'impact d'une hausse de la productivité sur la distribution des revenus. Deux types de hausses sont considérés soit une hausse graduelle et une hausse soudaine. Les résultats démontrent que le cadre temporel de l'augmentation de productivité est très important à considérer. En effet, une hausse graduelle aura un impact négatif sur les inégalités par ses effets de substitution entre travail et loisir et sa répercussion sera plus persistante qu'une augmentation soudaine.

Finalement, un courant traitant de l'effet des chocs macroéconomiques sur le niveau des inégalités, à l'aide de la théorie sur les séries temporelles, commence à se répandre. Un article bien représentatif de cette nouvelle vague est celui de Coibion *et al.* (2012). Les auteurs soutiennent qu'une politique monétaire de type contractionniste augmente les inégalités de revenu et de consommation. Selon

eux, la contribution d'un choc à la politique monétaire sur les inégalités est de la même ampleur que la contribution de ce dernier sur d'autres variables macroéconomiques comme le PIB ou l'inflation. Il est d'autant plus intéressant de constater que les inégalités de consommation sont affectées davantage par un changement à la politique monétaire.

Dans le cadre de ce mémoire, nous souhaitons analyser les impacts des chocs technologiques sur les inégalités de revenu et de consommation. Pour ce faire, nous reprendrons le concept d'Atolia *et al.* (2009), tout en pratiquant une méthodologie empirique semblable à celle de Coibion *et al.* (2012). De plus, la méthode de décomposition du choc reposera sur celle employée par Barsky et Sims (2011) ainsi que celle utilisée par Fève et Guay (2015).

Conséquemment, les chocs technologiques seront scindés en deux types : le choc instantané (ou surprise) et le choc de nouvelle (qui se manifeste de façon beaucoup plus progressive). Le choc de nouvelle est basé sur les attentes par rapport à la productivité agrégée. L'intérêt d'utiliser ces deux types de chocs se justifie par le fait que les chocs de nouvelles expliquent 40 % de la variance de la productivité totale des facteurs (TFP) sur un horizon de 10 ans et que les deux types de chocs combinés représentent 95 % des variations de la TFP sur 10 ans selon Barsky et Sims (2011). Les chocs de nouvelles sont également en grande partie responsables, excepté à court terme, de la variance des variables réelles (PIB, consommation et investissement) ainsi que des mouvements de l'inflation (à 50 %) (Beaudry et Portier, 2006).

La base de données employée dans ce mémoire est la même que celle de Coibion *et al.* (2012) soit le Consumer Expenditure Survey (CEX). L'intérêt d'utiliser cette base de données est qu'elle fournit des informations trimestrielles sur les revenus et la consommation de 5000 à 6000 ménages américains représentatifs de la po-

pulation complète. Il s'agit d'un panel rotatif où chaque ménage est interviewé sur quatre trimestres puis remplacé par un autre ménage qui possède des caractéristiques très similaires. Les données s'étendent du premier trimestre de l'année 1980 au premier trimestre de 2013. Les séries de données concernant la productivité totale des facteurs (TFP) américaine, l'inflation, le prix des actions et les heures seront également utilisées.

À l'aide de ces banques de données, nous retiendrons et construirons quatre variables soit les revenus du travail, le revenu total (les revenus du travail additionnés par les revenus obtenus des marchés financiers et des transferts gouvernementaux), la consommation en biens non-durables/services et finalement les dépenses totales (dépenses de consommation additionnées des dépenses en hypothèque, voiture, santé et éducation). Pour chacune de ces quatre variables, nous bâtirons trois indices d'inégalités, à savoir le coefficient de Gini, l'écart-type et la différence entre le 90^e percentile et le 10^e percentile de la distribution. Employer des indices sur le revenu et sur la consommation nous permet d'observer si le mouvement dans les inégalités de revenu se transmet directement dans les inégalités de consommation ou si le rôle de l'emprunt et de l'épargne peut entraîner un comportement différent entre les deux variables.

Suivant la méthodologie proposée par Beaudry et Portier (2006) et reprise par Barsky et Sims (2011), nous suivons une procédure utilisant la décomposition de la variance afin d'identifier notre choc de nouvelle. La seconde méthode employée dans l'optique d'effectuer un test de robustesse sera de procéder de façon plus classique à l'aide d'un VECM en suivant la stratégie de Fève et Guay (2015). En effet, dans ce cas, nous construirons une représentation vectorielle à correction d'erreur (VECM) permettant de modéliser la dynamique entre la TFP américaine et nos indices d'inégalités. Enfin, ces deux méthodes nous permettront d'identifier la contribution des chocs de nouvelles et des chocs technologiques instantanés sur

chacune de nos mesures d'inégalités. Par la suite, une décomposition de la variance sera effectuée afin d'estimer la contribution de chacun de nos chocs structurels à la variance de nos indices. Cette méthodologie nous permettra de déterminer l'importance relative de chacun des types de choc technologique dans l'explication des fluctuations des différentes mesures d'inégalité de revenu et de consommation.

Comme principaux résultats nous trouvons, tout d'abord, que les inégalités de salaire et de revenu augmentent à court terme ² à la suite d'un choc technologique surprise et, dans le cas des salaires, cette augmentation persiste sur un horizon de moyen terme ³. Quant aux inégalités de consommation et de dépense, celles-ci se comportent différemment des inégalités de salaire et de revenu à la suite d'un choc technologique surprise. En fait, elles augmentent aussi à l'impact, mais la réponse de long terme ⁴ est située sous l'équilibre initial ; signifiant une baisse des inégalités sur un horizon de plus long terme. Toutefois, les chocs technologiques surprise ne semblent pas être une source de fluctuation importante pour les quatre catégories d'inégalités puisque la variance de chacun des indices est très peu expliquée par ce type de choc.

Pour ce qui est du choc de nouvelle, il est plus difficile de tracer des conclusions au sujet des inégalités de salaire et de revenu. En effet, très peu de fonctions de réponses de ces indices sont statistiquement significatives et robustes aux différents modèles utilisés. Cependant, la décomposition de la variance effectuée sur nos variables nous permet de considérer le choc de nouvelle comme une composante importante des fluctuations des inégalités de revenu à long terme lorsque la variable est mesurée avec le coefficient de Gini. Il est également intéressant de

2. Entre le 1^{er} et le 4^{ième} trimestre.

3. Entre le 4^{ième} et le 12^{ième} trimestre.

4. Entre le 12^{ième} et le 20^{ième} trimestre.

constater que, dans le cas des inégalités de dépense totale, nous obtenons une hausse persistante à long terme.

Ce mémoire est divisé de la manière suivante : le premier chapitre offre une revue de littérature sur la façon dont ont été traitées les inégalités économiques dans la recherche. Le deuxième chapitre présente les données utilisées dans le cadre du mémoire. Finalement, le troisième chapitre contient une description de la méthodologie employée afin d'obtenir les résultats présentés dans le quatrième chapitre.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

1.1 L'amorce de la recherche dans le domaine des inégalités économiques

Les premiers travaux en science économique étudiant les inégalités remontent principalement aux années suivant la Deuxième Guerre mondiale. L'un des pionniers fut Simon Kuznets. Deux grandes questions sont abordées dans Kuznets (1955) : la première étant de savoir si les inégalités sont un facteur positif ou négatif pour la croissance économique et l'autre consiste à identifier les raisons des inégalités de revenus. Ses données proviennent de trois pays industrialisés soit les États-Unis, le Royaume-Uni et l'Allemagne et couvrent une période allant de 1880 à 1950.

Ses analyses empiriques démontrent que depuis la Première Guerre mondiale, les inégalités ont diminué dans les pays étudiés. L'explication repose principalement sur l'urbanisation en hausse et sur les emplois allant de secteurs moins productifs à des secteurs de plus en plus efficaces.

C'est dans ce même article qu'est présentée la courbe de Kuznets (qui deviendra un classique repris dans de nombreux ouvrages traitant de la théorie des inégalités). Cette courbe stipule que lorsqu'un pays peu développé amorce sa croissance économique, les inégalités augmentent, afin de se stabiliser par la suite et amorcer, finalement, une décroissance lorsque le pays atteint un haut niveau de PIB/habitant. Suivant cette théorie, il est démontré que les inégalités se sont élar-

gies entre 1780 et 1850 en Angleterre et de 1840 à 1890 aux États-Unis (de même qu'en Allemagne). Par la suite, c'est durant le dernier quart du 19^e siècle que les inégalités ont commencé à prendre le chemin descendant au Royaume-Uni et après la Première Guerre mondiale en ce qui concerne les États-Unis et l'Allemagne.

Par ailleurs, l'auteur observe que la partie ascendante le long de la courbe (hausse des inégalités) correspond à la situation où la croissance de la population augmente (hausse de la natalité et baisse du taux de décès) alors que la phase de décroissance des inégalités correspond à la baisse du taux de croissance de la population. La baisse des inégalités s'explique aussi, selon lui, par le fait que lorsqu'un pays atteint un haut niveau de développement, les emplois se déplacent vers des secteurs plus productifs générant de plus hauts salaires (déplacement des travailleurs de l'agriculture vers des industries de plus en plus technologiques).

Toutefois, Kuznets (1955) ne recourt pas à un modèle théorique et la série de données demeure tout de même limitée. De l'aveu même de l'auteur, il s'agit plutôt d'exposer des pistes de réflexion : « This paper is perhaps 5 per cent empirical information and 95 per cent speculation ».

Bien que les inégalités furent abordées de temps à autre dans la littérature jusqu'à la fin des années 80, le sujet allait prendre de l'ampleur dans la recherche en science économique. En effet, jusqu'au début des années 80 (plus particulièrement durant les trente glorieuses) les inégalités de revenu et de richesse étaient en constant recul dans les pays occidentaux ce qui ne constituait donc pas un sujet intéressant d'analyse. Par contre, au tournant des années 90, les études empiriques ont démontré que les inégalités avaient augmenté substantiellement. C'est à partir de ce moment qu'une littérature riche sur le sujet prit forme afin de proposer des hypothèses explicatives du phénomène.

1.2 Le lien entre la productivité et les inégalités

Par exemple, dans Blank et Card (1993), on fait l'hypothèse que la croissance des années 80 n'a pas eu d'effet redistributif contrairement à l'hypothèse classique que la croissance économique permet de réduire les inégalités. Il est donc important, selon eux, de différencier la source de la croissance économique. En effet, la source principale de croissance du PIB dans les années 60 était une hausse de la productivité des travailleurs (2,1 % par année au cours de cette décennie). Par contre, dans les années 80, où la productivité a connu une augmentation moins importante (1,1 % par année), on a constaté une réduction du taux de chômage (entre 1983 et 1989, le chômage a diminué de 4 % alors que la pauvreté agrégée n'a presque pas diminué). Les auteurs soutiennent qu'il s'agit de la raison expliquant la hausse des inégalités durant les années 80 : il y aurait un lien direct entre une hausse de productivité et une baisse des inégalités de revenu.

Ainsi, à l'aide des microdonnées du Census Current Population Survey (CPS) couvrant la période 1967 à 1991, le lien entre l'activité économique et le revenu familial est étudié. Plus précisément, on cherche à mesurer comment la croissance de la productivité a changé la distribution des revenus familiaux. La mesure de productivité utilisée ici est le salaire réel puisque l'on soutient que le niveau des inégalités de revenu est directement affecté par la distribution du salaire réel. En effet, une hausse du salaire réel a un effet stabilisant sur les inégalités et une augmentation des disparités de salaire accroît la variation des revenus entre les travailleurs.

Comme conclusions principales, il est démontré que la faible hausse de la productivité observée aux États-Unis durant les années 80 expliquerait que les inégalités ont augmenté (les plus faibles revenus étant très sensibles aux fluctuations de la productivité). Également, au cours de cette même période, il y a eu une hausse

de la disparité des salaires due à l'augmentation de la demande de travail pour les travailleurs éduqués.

Ces résultats ont contribué, dans le cadre du présent mémoire, à porter notre intérêt sur la productivité comme étant une variable importante à considérer dans le contexte d'une étude sur les inégalités de revenu.

1.3 Le lien entre l'inflation et les inégalités

Outre la productivité, le rôle de l'inflation dans la dynamique des inégalités est un autre aspect important à examiner. Albanesi (2006) aborde la question à l'aide d'un modèle d'équilibre général (DSGE). Les inégalités de revenu sont fonction croissante des différences dans la productivité du travail (donc plus les écarts entre productivité de travail sont grands, plus prononcé sera le niveau des inégalités). Il y a ainsi deux types de ménages : l'un à forte productivité du travail (P_{ml}) et l'autre à faible P_{ml} . Il s'agit d'un modèle d'enchère où les ménages à plus haut revenu ont un pouvoir politique décisionnel supérieur que les ménages à faible revenu (relativement à l'inflation).

Comme résultat, il établit une corrélation positive entre l'inflation et les inégalités de revenu. Plus particulièrement, la corrélation entre l'inflation et le coefficient de Gini est de 0,39. Ainsi, une hausse de l'inflation entraîne une hausse des inégalités de revenu étant donné que les ménages à faible revenu sont vulnérables à l'inflation. Cette sensibilité à l'inflation s'explique puisque le modèle considère que les ménages à faible revenu possèdent davantage d'argent liquide (ou d'argent placé à très faible rendement) comme fraction de leurs dépenses totales que les ménages plus riches. L'inflation vient donc gruger cet avoir. À la lumière de ces résultats, nous croyons qu'il est essentiel de traiter l'inflation comme variable importante dans la dynamique des inégalités

1.4 Décomposition de la hausse de productivité afin de mieux analyser l'impact sur les inégalités

Aussi, bien que le lien entre la productivité et les inégalités a été étudié précédemment, Atolia *et al.* (2009) ont poussé plus loin le sujet en considérant deux types de hausses de productivité, soit une augmentation surprise et une augmentation graduelle. Il ressort que le cadre temporel d'une hausse de productivité est très important à considérer. Le fait de représenter une partie de la hausse de productivité comme étant graduelle repose sur des observations empiriques. En premier lieu, une hausse de productivité peut se traduire par des investissements gouvernementaux qui sont généralement graduels (exemple : développement des autoroutes aux États-Unis). En deuxième lieu, une hausse de productivité est associée généralement à une assimilation de nouvelles techniques de production, ce qui ne se fait pas du jour au lendemain.

Un modèle DSGE est utilisé et selon que le choc positif de productivité soit graduel ou soudain, cela entraînera des réponses différentes des inégalités de revenu et de richesse.

En effet, concernant les inégalités de richesse, une hausse soudaine de la productivité entraîne une baisse des inégalités dès l'impact, puis un retour vers l'équilibre initial à long terme, alors qu'un choc positif graduel entraîne une hausse des inégalités à l'impact suivi d'une baisse par la suite. Toutefois, à long terme, la réponse sera supérieure au niveau initial. Quant aux inégalités de revenu, un choc positif de productivité va causer une hausse à l'impact, mais, à long terme, la réponse baissera en dessous de son niveau initial. Quant à une hausse graduelle, il s'agira du processus contraire. Ainsi, à la fois les inégalités de richesse que de revenu seront plus élevées et persistantes si la hausse est graduelle. D'ailleurs, les pays qui ont eu un rattrapage de productivité rapide ont aussi vécu une plus faible hausse

des inégalités que les pays plus lents (par exemple en comparant les pays Asiatiques avec les pays d'Amérique latine). Selon les auteurs, l'impact d'un choc de productivité sur le temps de loisir est l'élément principal expliquant les résultats obtenus. En effet, un choc positif graduel de productivité entraîne une baisse à long terme du temps de loisir (hausse de l'offre de travail) plus prononcée chez les agents ayant un revenu au-dessus de la moyenne, ce qui augmente les inégalités de richesse et de revenu. Atolia *et al.* (2009) concluent que si le gouvernement veut stimuler la productivité par l'entremise d'investissement public, il devrait le faire rapidement afin de limiter les conséquences sur les écarts de revenu et de richesse.

Ces résultats nous ont incités à retenir une décomposition du choc de productivité en deux parties, soit un choc surprise et un choc graduel dans le cadre de la présente recherche.

1.5 Le lien entre les heures travaillées et les inégalités

Une autre variable importante afin d'expliquer le mouvement des inégalités pourrait être une variation des heures travaillées. En effet, si un groupe de travailleurs subit une réduction de leurs heures travaillées par rapport à un autre groupe, cela devrait fort probablement creuser les inégalités de salaire.

C'est l'une des questions que Heathcote *et al.* (2010) ont tenté de répondre à travers leur vaste étude empirique sur l'évolution des inégalités de revenu et de consommation aux États-Unis de 1967 à 2006. L'utilisation et la comparaison de trois bases de microdonnées américaines (CPS, PSID et le CEX), ainsi que l'identification de plusieurs faits stylisés sur les inégalités, constituent l'un des intérêts majeurs de cette recherche et font de cet article une référence en la matière.

Le Current Population Survey (CPS) donne des informations sur les revenus des ménages et leurs heures de travail. Le Panel Study of Income Dynamic (PSID)

est une étude longitudinale suivant un échantillon de familles américaines (père, mère et enfants) afin de documenter l'évolution des leurs revenus, leurs emplois, leurs résidences et la composition familiale. Finalement, le Consumer Expenditure Survey (CEX) est la seule base de données américaine donnant des informations détaillées par rapport à la consommation des ménages américains. On y trouve également de l'information sur les revenus et la richesse des ménages. Il est démontré, dans cet article, que les résultats obtenus à partir de chacune des bases de données sont assez comparables.

Leur étude se penche sur plusieurs sources possibles d'inégalités, soit les salaires, les heures travaillées, le revenu, la consommation et la richesse. Par exemple, on constate que les inégalités dans les salaires ont augmenté depuis le début des années 80 tant chez les hommes que chez les femmes, ou encore que le coefficient de Gini des heures travaillées a augmenté lentement entre 1967 et 1980 passant de 0,28 à 0,30 alors que de 1980 à 2006, ce coefficient a augmenté de manière plus brusque passant de 0,30 à 0,39. De façon plus marquée, on constate qu'en terme réel, entre 1967 et 2005, les revenus du centile inférieur (0 – 10^e) ont diminué de 60 %, ceux du centile médian (45^e – 55^e) ont à peu près stagné et que ceux du centile supérieur (90^e – 100^e) ont augmenté de 80 %. L'évolution des revenus du centile inférieur est due en bonne partie à un changement au niveau des heures travaillées, alors que ce n'est pas le cas pour les centiles supérieur et médian.

Également, il est intéressant de constater qu'en comparant les inégalités de richesse et de consommation, on observe que ces dernières sont beaucoup moins prononcées. En effet, les inégalités de la consommation en biens non durables ont augmenté de moins que la moitié de l'augmentation des inégalités de revenu durant la période post 1980. On peut expliquer cette réalité par l'emprunt et l'épargne qui permettent de lisser la consommation. Par ailleurs, un choc macroéconomique temporaire ne va pas se refléter complètement dans la consommation, seul le choc

permanent le fera. Selon Heathcote *et al.* (2010), sachant que les estimations suggèrent qu'environ la moitié des chocs ayant affecté les inégalités de revenu entre 1967 et 2000 étaient des chocs de nature temporaire, cela peut expliquer que les inégalités de consommation ont moins augmenté que les inégalités de revenu durant la période observée.

Les auteurs expliquent une partie de leurs résultats de la façon suivante : les inégalités de revenu seraient causées par deux facteurs principaux, soit un mouvement de la demande de travail agrégée et des contraintes institutionnelles sur le marché du travail (par exemple les syndicats ou encore le salaire minimum). Ainsi, la hausse de la demande pour les travailleurs éduqués serait un facteur important expliquant la hausse des inégalités de revenu. On constate d'ailleurs qu'en 1975, les diplômés universitaires gagnaient 40 % de plus que ceux ayant un diplôme d'étude secondaire et, en 2005, ils gagnaient 90 % de plus. Aussi, un changement dans la distribution des heures travaillées a particulièrement contribué à la hausse des inégalités durant la première moitié de la période observée. Par la suite, l'effet des heures est plus mitigé.

Finalement, en ce qui concerne la cyclicité des inégalités de revenu, les résultats démontrent que celles-ci augmentent durant les récessions et demeurent stables au cours des expansions (il n'y a donc pas d'amélioration durant l'expansion économique).

Pour la suite des choses, nous retiendrons principalement de cet article l'effet des heures de travail sur les inégalités de revenu (il s'agira d'une variable à considérer), la méthodologie employée dans l'utilisation de la base de microdonnées CEX ainsi que les différences entre les inégalités de revenu et de consommation.

1.6 Le lien entre la politique monétaire et les inégalités

Comme nous avons pu le constater, la littérature au cours des deux dernières décennies s'intéressa entre autres au rôle de la productivité, de l'inflation ou encore des heures travaillées sur l'évolution des inégalités. Néanmoins, il y a eu très peu de recherche concernant la contribution de la politique monétaire.

Coibion *et al.* (2012) se sont penchés sur l'effet d'un choc de politique monétaire sur les inégalités de revenu et de consommation.

Afin de réaliser cet objectif, la base de données CEX, telle que documentée dans Heathcote *et al.* (2010), est utilisée afin de construire quatre variables : les revenus du travail, le revenu total (les revenus du travail additionnés par les revenus obtenus des marchés financiers et des transferts gouvernementaux), la consommation en biens non durables/services et finalement les dépenses totales (dépenses de consommation additionnées des dépenses en hypothèque, voiture, santé et éducation). Leurs données s'étendent du premier trimestre de l'année 1980 au dernier trimestre de l'année 2008. À partir de ces variables, trois indices d'inégalités ont été construits pour chacune des distributions, soit l'écart-type en logarithme, la différence (en logarithme) entre le 90^e percentile et le 10^e percentile et finalement le coefficient de Gini.

L'intérêt est donc de mesurer la contribution d'un choc de politique monétaire sur chacun des indices d'inégalités de revenu et de consommation.

L'une des techniques économétriques employées consiste à construire un VAR en utilisant le PIB réel, le taux de chômage, le niveau des prix, une mesure de politique monétaire et finalement une mesure d'inégalité comme variables endogènes. Le choc monétaire est identifié comme étant une innovation au taux « Federal Funds » qui n'est pas corrélé avec l'information que la FED possède déjà.

Les auteurs obtiennent qu'un choc contractionniste de politique monétaire augmente les inégalités à la fois de revenu et de consommation (davantage celles de consommation) et que la contribution du choc monétaire aux inégalités est de la même ampleur que celle d'un choc monétaire à d'autres types de variables macroéconomiques telles que l'inflation ou encore le PIB. Plus particulièrement, jusqu'au milieu des années 90, les chocs monétaires semblent peu influencer la variation des inégalités de revenu et de consommation. Par contre, la contribution prend de l'importance au tournant des années 2000, surtout en 2005-2006 où les chocs à la politique monétaire étaient systématiquement contractionnistes.

Par ailleurs, il est intéressant de constater que, contrairement aux résultats obtenus par plusieurs auteurs précédemment, dont Albanesi (2006), les auteurs démontrent qu'une désinflation augmente les inégalités sur un horizon de long terme. Cette contradiction, selon les auteurs, pourrait s'expliquer par le fait que dans cet article on se concentre uniquement sur les États-Unis depuis 1980.

La contribution principale de cet article à ce mémoire est la suivante : nous utilisons la même base de données (CEX) ainsi que la même méthodologie empirique en retenant les définitions des quatre variables afin de construire les trois indices d'inégalités utilisés dans le présent article. Notre période échantillonnale s'étend du premier trimestre de l'année 1980 au premier trimestre de l'année 2013 (alors que celle de Coibion *et al.* (2012) se termine au dernier trimestre de l'année 2008).

1.7 Le choc de nouvelle

Afin de modéliser notre choc technologique affectant la productivité (TFP), nous retiendrons l'idée d'Atolia *et al.* (2009) en distinguant le choc graduel du choc surprise. Toutefois, nous définirons le choc technologique graduel comme un choc de nouvelle tel que proposé entre autres par Beaudry et Portier (2006).

Nous utiliserons l'approche méthodologique retenue par Barsky et Sims (2011) afin d'identifier les chocs de nouvelles. Le choc est modélisé comme étant un choc orthogonal à l'innovation dans la TFP qui expliquerait le mieux les variations futures de la TFP. Quant au choc technologique surprise, il est identifié comme la forme réduite de la TFP. Leur méthode utilise la décomposition de la variance afin d'identifier les chocs de nouvelles. Il est démontré qu'un choc positif de nouvelle entraîne une hausse de la consommation et une baisse du PIB, des heures et de l'investissement à l'impact. En effet, suite à une annonce favorable concernant la productivité future, les ménages voudront consommer davantage de biens et de loisir. Cela va réduire l'offre de travail et donc le PIB. Finalement, afin d'obtenir une hausse de la consommation suite à une baisse du PIB, il va falloir que l'investissement diminue.

Les auteurs reconnaissent que leur façon de modéliser les chocs de nouvelles est très large et que cela pourrait alors inclure d'autres types de chocs (qui ne sont pas en réalité des chocs de nouvelles) comme un choc de recherche et développement ou encore un choc spécifique à l'investissement. Toutefois, ils soutiennent que leur modèle est statistiquement sensé et qu'il donne une idée d'une borne supérieure concernant l'importance du « vrai » choc de nouvelle sur le cycle économique.

Deux types de VAR sont construits, l'un à quatre variables (TFP, consommation, production réelle et les heures) et l'autre à sept variables, soit les mêmes que le premier en ajoutant l'indice S&P500 moyen de chaque trimestre, l'indice de confiance des consommateurs et l'inflation. L'intérêt d'utiliser l'indice S&P500 repose sur Beaudry et Portier (2006) dont l'une des conclusions importantes est qu'il s'agit d'un bon indicateur pour prévoir l'activité économique future, notamment de la TFP. En effet, ces deux variables sont cointégrées, ce qui permet de mieux identifier le choc de nouvelle.

Parmi les résultats importants, notons que les chocs de nouvelles représentent plus du quart de la variance de la TFP sur un horizon de 4 ans et plus de 40 % sur un horizon de 10 ans. Les deux chocs combinés expliquent près de 95 % de la variation de la TFP sur 10 ans. Toutefois, les auteurs ne peuvent pas conclure que les chocs de nouvelles ont été un moteur important des récessions de l'après-guerre. Finalement, il est démontré que les résultats obtenus concernant les effets d'un choc de nouvelle, grâce à leur technique d'identification utilisant la décomposition de la variance, sont très similaires à ceux obtenus par la méthode plus traditionnelle d'estimation d'un VECM. La différence principale étant la contribution du choc de nouvelle à la décomposition de la variance pour des variables à basse ou moyenne fréquences (annuelles ou trimestrielles).

Ayant en main la contribution de tous ces auteurs, nous sommes maintenant outillés afin de répondre au problème abordé dans le présent mémoire.

CHAPITRE II

DONNÉES

2.1 Description de la base de données utilisée pour le calcul des inégalités

Afin de construire nos indices d'inégalités, nous allons utiliser le « Consumer Expenditure Survey » (CEX). Cette base de données a été créée et est maintenue par le « Bureau of Labor Statistics » (BLS). Les données brutes ont été obtenues à l'aide de la banque de données du « Inter-university Consortium for Political and Social Research » (ICPSR) ainsi que par les données publiées sur le site internet du BLS américain.

L'intérêt principal d'utiliser cette base de données consiste à pouvoir analyser tant les inégalités de revenu que de consommation. Nous avons également choisi de retenir les données sur le revenu de cette base de données et non du celles du CPS ou encore du PSID étant donné que ces trois bases de données se comparent relativement bien au niveau des données sur les revenus (Heathcote *et al.*, 2010) et que seul le CEX permet d'obtenir de l'information sur la consommation des ménages américains.

Le CEX est composé de deux sondages différents, soit le « Quarterly Interview Survey » et le « Diary Survey ». Dans le cadre du présent mémoire, nous retiendrons uniquement les données du « Quarterly Interview Survey » considérant que le Diary compile exclusivement des données sur des dépenses de consommation

quotidienne comme la nourriture et les soins personnels (que les ménages comptabilisent à chaque période de deux semaines). Ceci représente donc une faible part de la consommation totale (en fait, l'interview constitue environ 95 % de dépense de consommation incluant une estimation des dépenses en nourriture trimestrielles).

Par ailleurs, il s'agit d'un panel rotatif comportant des ménages représentatifs de la population américaine. Chaque ménage est présent pendant quatre trimestres consécutifs, puis il est remplacé par un autre ménage présentant les mêmes caractéristiques. Les informations concernant le revenu sont fournies lorsque le ménage entre dans le panel (en déclarant les différents revenus obtenus au cours des 12 derniers mois) et lorsqu'il sort au dernier trimestre. Les dépenses de consommation sont, quant à elles, mises à jour à chaque période. Bien que les données soient disponibles à partir de 1960, c'est seulement depuis 1980 qu'elles sont publiées annuellement. Pour cette raison, notre période commence au premier trimestre de 1980 et se termine au premier trimestre de 2013.

Les données de revenu et de consommation sont celles des ménages (FAMILY) et non celles de chaque individu (MEMBER) sondé. Le nombre d'observations n'est pas constant à travers le temps. En effet, en 1999, il y a eu une hausse soudaine du nombre de ménages sondés passant d'environ 5000 à chaque trimestre en 1980-98 à 7000 observations trimestrielles pour la période 1999-2013. Également, chaque ménage se voit attribuer un poids afin de le rendre représentatif de la population américaine générale. Ces poids seront pris en compte dans le calcul des indices.

Cependant, puisqu'il s'agit d'une base de données publique, certaines données ont été censurées vers le haut. C'est particulièrement le cas pour certains revenus excédant une certaine limite (par exemple, en 2013, le salaire à partir duquel il y avait censure à droite était de 265 049 \$. Ainsi, quelqu'un gagnant un salaire

de 500 000 \$ était comptabilisé comme ayant un salaire de 265 049 \$). Ces imputations représentent une très petite part des dépenses de consommation, mais peuvent correspondre parfois 1 % à 2 % des données sur le revenu. Bien qu'il soit important de garder en tête ces limites, ce qui nous intéresse dans le cadre de cette recherche est plutôt le changement dans nos mesures d'inégalités et non le niveau absolu. Pour cette raison, nous n'allons pas utiliser de technique d'extrapolation afin d'estimer les observations censurées vers le haut.

Suivant Attanasio *et al.* (2012), Coibion *et al.* (2012) ainsi que Gervais et Klein (2010), certaines corrections furent effectuées sur nos données afin de les rendre les plus uniformes possible entre les différentes années. Tout d'abord, au cours des années 1982 et 1983, la catégorie de ménages « ruraux » n'a pas été représentée dans les données. Par conséquent, nous avons décidé d'éliminer de notre échantillon tous les ménages étant classés comme « ruraux », ce qui représente entre 10 % et 15 % des observations trimestrielles. Aussi, nous avons augmenté de 11 % les dépenses en nourriture pour les années 1982-1987 puisqu'au cours de ces années, un changement dans la façon d'effectuer la mesure a causé un biais de sous-estimation (Heathcote *et al.*, 2010). Afin d'éliminer le plus de données aberrantes possibles, nous avons mis de côté tous les ménages présentant un salaire négatif et/ou un revenu total égal ou inférieur à zéro ainsi que ceux déclarant des dépenses totales négatives/zéro. Nous avons éliminé également certaines observations présentant un salaire positif, mais un nombre d'heures de travail nul ainsi que tous ceux ayant une réponse incomplète à l'une des questions concernant le revenu ou la consommation. Toutes ces corrections éliminent environ 15 à 20 % de l'échantillon à chacun des trimestres.

De plus, considérant qu'à chacun des trimestres, ceux répondant à leur 2^e et 3^e entrevue (sur un total de quatre entrevues) rapportent le même revenu qu'au premier trimestre, nous avons décidé, en ce qui concerne les indices d'inégalités

de revenu, de conserver uniquement les ménages qui en sont à leur première et leur quatrième entrevue dans le but de ne pas avoir de répétitions inutiles. Cette opération élimine toutefois la moitié des données. Par contre, nous conservons encore environ 2000 à 3000 observations selon les trimestres et avec les poids de chacun, on peut considérer ainsi ces observations comme étant représentatives. Toutefois, pour les indices d'inégalités de consommation, l'ensemble des entrevues a été conservé considérant que les réponses sont à chaque fois différentes. Notons que toutes les données ont été déflatées à l'aide du « Consumer Price index-All Urban Consumers » (pour tous les items, avec 1982-84 comme année de base).

Afin de construire les indices d'inégalité, nous avons retenu les variables suivantes :

- 1) Revenu du travail avant taxe ¹ : trois variables sont additionnées, soit le salaire, les revenus d'une entreprise autre qu'une ferme ainsi que les revenus provenant de l'exploitation d'une ferme (la dernière variable a été rajoutée théoriquement, mais ne s'applique pas puisque l'on considère seulement le milieu urbain tel que décrit ci-dessus).
- 2) Revenus totaux avant taxe : on ajoute à la variable ci-dessus différents transferts gouvernementaux comme l'assurance emploi ou encore les paiements de sécurité sociale, les revenus financiers comme les dividendes ou les redevances et les revenus immobiliers par exemple les loyers obtenus grâce aux propriétés.
- 3) Consommation de biens non durables, durables (mais de faible montant) et de services : soit toutes les dépenses en nourriture, celles liées à la résidence (par exemple les meubles ou encore les dépenses en réparation), en loisir et autres dépenses personnelles en biens non durables comme les vêtements.

1. Le CEX ne donne pas d'information sur les revenus du travail après taxe. Nous pouvons seulement obtenir les revenus totaux après taxe. Coibion *et al.* (2012) ont d'ailleurs démontré que leurs résultats étaient robustes à l'utilisation du revenu après taxe.

4) Dépenses totales : on ajoute à la variable précédente les dépenses importantes comme l'hypothèque, l'achat d'une voiture ainsi que les dépenses en santé et en éducation.

2.2 Construction de nos indices

Dans le cadre du présent mémoire, nous utilisons trois façons de mesurer le niveau des inégalités. Pour chacune des quatre variables énumérées précédemment, nous calculons, pour chacun des trimestres, le coefficient de Gini, l'écart-type transversal et finalement la différence entre le 90^e et le 10^e percentile de chaque distribution transversale. Les deux dernières mesures sont traitées en logarithme afin d'atténuer les valeurs extrêmes. Toutefois, contrairement au coefficient de Gini, nous excluons les observations égales à 0 (cela retranche environ 10 % des données pour les indices d'inégalités de salaire).

L'avantage principal d'utiliser les différences de percentiles est de posséder une mesure moins sensible aux observations extrêmes, tant à gauche de la distribution qu'à la droite.

Le coefficient de Gini est une mesure de dispersion d'une distribution (des revenus et de la consommation dans le cas présent) comprise entre 0 et 1. Plus l'on tend vers la valeur 1, plus les inégalités sont prononcées et vice-versa.

Le calcul est basé sur la courbe de Lorenz qui représente un graphique où l'axe des abscisses est le pourcentage cumulatif de la population (ou de l'échantillon) par rapport à la variable étudiée et l'axe des ordonnées est la part détenue de cette variable (en pourcentage). Une redistribution complète signifierait, par exemple, que les 40 premiers pourcentages de la distribution des revenus détiendraient 40 % des revenus ou encore que le 1 % des « plus riches » détiendrait uniquement 1 % des revenus totaux. Dans ce cas théorique, la courbe de Lorenz aurait donc une pente

à 45 degrés. Ainsi, plus la courbe est concave, plus les inégalités sont grandes. Le coefficient de Gini se trouve à être le rapport de l'aire se situant entre la courbe de Lorenz parfaitement égalitaire (à 45 degrés) et la courbe de Lorenz effective (représentée par la partie grise claire du graphique ci-dessous) sur l'aire totale lorsque la courbe de Lorenz est à 45 degrés (soit la zone grise claire et foncée du graphique). Ainsi, si les inégalités sont très élevées, la courbe de Lorenz sera très concave vers le bas (par exemple les 90 premiers pour cent de la population détiennent 0 % de la richesse et les 10 derniers pour cent détiennent la totalité) et donc le rapport des aires sera très élevé (plus ce dernier tend vers 1, plus les inégalités augmentent).

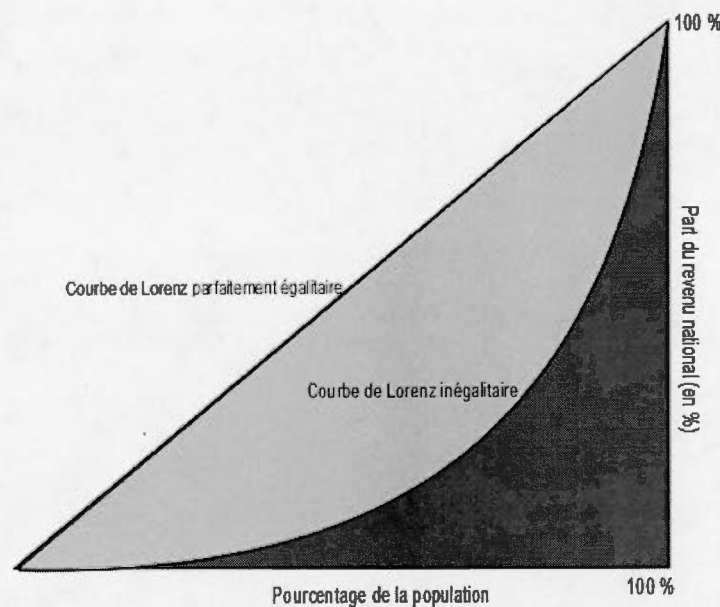


Figure 2.1: Courbe de Lorenz.

Mathématiquement, on peut représenter le coefficient de Gini comme la moyenne des différences entre toutes les paires possibles d'individu (par exemple, la moyenne des différences de revenu entre tous les individus d'une population) que l'on divise par la moyenne de la variable dans notre population :

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j |x_i - x_j|}{2N^2 \mu},$$

où x est la valeur observée, w les poids des observations, N le nombre total d'observations et où $\mu = \sum_{i=1}^n \frac{w_i x_i}{N}$.

Finalement, notons que les trois estimateurs d'inégalité mesurés sont des variables aléatoires avec des intervalles de confiance dans lesquelles les vraies valeurs de ces statistiques pour la population vont se retrouver. Toutefois, afin de ne pas trop alourdir l'analyse, ces intervalles ne sont pas inclus dans le calcul des fonctions de réponses.

2.3 Analyse de l'évolution graphique des indices

Concernant l'évolution des inégalités de revenu entre 1980 et 2013 (voir figure A.1), on observe tout d'abord que les inégalités de revenu total ont toujours été plus élevées que celles du revenu du travail d'environ 0,02 à 0,03 lorsque l'on regarde les coefficients de Gini. Aussi, il y eut une augmentation des inégalités (tant de revenu total que de salaire) au cours de ces années. Par exemple, le coefficient du revenu total est passé d'environ 0,43 à 0,50 durant la période étudiée. Les périodes allant du début des années 90 au début des années 2000 et puis celles suivant la récession de 2008 sont particulièrement caractérisées par l'accroissement des dispersions de revenu. Quant à la consommation, on observe tout d'abord que les inégalités de dépenses totales sont constamment plus élevées que les inégalités de consommation bien qu'étant dans les deux cas inférieures à celles de revenu. Toutefois, on n'observe pas de tendance marquée à la hausse au cours de la période étudiée. En fait il y a eu une hausse au cours des années 80, puis une stagnation jusqu'au milieu des années 2000. Par la suite, il y a une diminution jusqu'en 2013 (où les valeurs se rapprochent de celles du commencement). Finalement, les lignes

grises représentent les périodes de récession. Il ne semble pas y avoir de lien fort sur notre graphique entre une récession et une hausse ou une baisse marquée du coefficient de Gini.

Quant au graphique des différences de percentiles, on observe beaucoup plus de fluctuations entre chaque période pour les inégalités de revenu que dans le cas du coefficient de Gini. Bien que les inégalités de revenu total soient supérieures à celle du salaire jusqu'au milieu des années 90, les deux courbes semblent se confondre suivant cette période. Bien que l'on constate une augmentation de la différence entre les percentiles au cours de la période étudiée, celle-ci est beaucoup plus discrète que dans le cas du coefficient de Gini. Quant aux inégalités de consommation, on observe une tendance très similaire à celle obtenue à partir des coefficients de Gini. À l'instar du graphique concernant les coefficients de Gini, nous ne pouvons pas conclure à un lien entre les récessions et un mouvement particulier de notre variable.

Concernant l'évolution des écarts-types, c'est très semblable au graphique des différences de percentiles tant du côté du revenu que du côté de la consommation. Toutefois, on observe que l'écart-type des salaires se démarque à la hausse à partir du milieu des années 90 et augmente au cours de la période étudiée alors que pour les inégalités de revenu total, il est plus ambigu de conclure à une hausse ou une baisse entre 1980 et 2013.

2.4 Corrélation entre nos indices d'inégalités

Le tableau A.1 présente plusieurs mesures de corrélation entre nos indices. Tout d'abord, nous avons la corrélation entre nos différents indices pour chacune de nos quatre variables. Nous observons que les trois types de mesures sont fortement corrélés lorsqu'il s'agit des dépenses totales, de la consommation ainsi que du revenu total (entre 0,83 et 0,90). Les indices pour le salaire possèdent un comouvement

moins prononcé avec des valeurs oscillant entre 0,27 (pour la corrélation entre Gini et la différence des percentiles) à 0,79 (pour celle entre l'écart-type et la différence des percentiles).

La deuxième section du tableau représente la corrélation entre nos quatre variables pour chacun de nos trois indices. Par exemple, nous pouvons constater que la corrélation entre le coefficient de Gini pour les dépenses totales et celui de la consommation est de 0,84, ce qui tombe sous le sens lorsque nous observons la représentation graphique décrite ci-dessus. Même constat pour la corrélation entre le revenu total et les salaires concernant Gini (0,94). Toutefois, on constate un faible comouvement entre les variables lorsque l'on utilise l'écart-type ou encore la différence de percentile comme mesure (de l'ordre de 0,30). On constate aussi qu'il y a très peu de liens entre les mesures de revenu total et celle de consommation. Par exemple, la corrélation entre les inégalités de revenus totaux de consommation est de 0,01 lorsque mesurée avec Gini. Avec des corrélations variant entre 0,32 et 0,40, on observe un lien un peu plus fort entre l'indice d'inégalité de salaire et les dépenses totales.

Quant à la volatilité de chacun des indices d'inégalités, on observe dans la troisième section du tableau que les volatilités des indices de salaire et de revenu total sont très similaires et toujours supérieures à celles des indices de consommation et de dépense totale (qui sont elles aussi très semblables). On observe également que la mesure de coefficient de Gini est beaucoup plus stable que deux autres mesures (la différence de percentile étant la plus volatile).

2.5 Corrélations croisées entre nos indices d'inégalités et le PIB

Le tableau A.2 présente la corrélation croisée entre nos indices d'inégalités et le PIB américain². Nous avons appliqué un filtre HP³ sur les données afin de faire ressortir uniquement leur composante cyclique. Cinq retards et cinq avances ont été inclus. Concernant la mesure en différence de percentile et celle de l'écart-type, il semble y avoir peu de lien entre le cycle économique et les inégalités. Pour les coefficients de Gini, la corrélation est un peu plus grande (généralement entre 0,15 et 0,20 lorsque le cycle est devancé d'une à trois périodes). Toutefois, à la lumière de ces résultats, il ne semble pas y avoir de lien fort entre le cycle économique et les mesures d'inégalité utilisées.

2.6 Autres bases de données utilisées

D'autres variables ont été utilisées dans le cadre de cette recherche. Tout d'abord, nous avons besoin d'une mesure très précise de productivité afin de pouvoir en dégager correctement nos chocs technologiques surprises ainsi que nos chocs de nouvelles. Suivant une partie de la méthodologie employée par Barsky et Sims (2011), nous utiliserons comme mesure de technologie agrégée la série de Productivité totale de facteur (TFP) trimestriel (corrigée des facteurs d'utilisation) construite par John G. Fernald (2015). Cette série nous permet d'avoir une mesure corrigée des intrants non observables. Autrement dit, cette mesure de TFP nous permet de contrôler l'utilisation du capital et la rétention de main-d'œuvre et ainsi de pouvoir nous en tenir uniquement aux variations observées de la technologie (ce qui est très important compte tenu de l'une de nos méthodes d'identification du choc de nouvelle, que nous aborderons dans la prochaine section).

2. Mesure : US Real Gross National Product. Source : Federal Reserve Bank of St. Louis

3. Bien que ce soit souvent utilisé, le filtre HP pourrait occasionner un biais sur les corrélations croisées dynamiques (Guay et St-Amand, 2005).

Également, suivant la méthodologie proposée par Beaudry et Portier (2006) afin d'identifier le choc de nouvelle, nous utiliserons comme mesure du prix des actions l'indice S&P500 (real S&P500 Index) construit et publiée par Robert Shiller (2015). S'agissant d'une mesure mensuelle, nous allons faire la moyenne à chacun des trimestres afin de pouvoir la convertir. Tel que démontré dans la prochaine section, le lien de cointégration existant entre le prix des actions et la TFP nous sera utile d'un point de vue méthodologique. C'est pour cette raison que nous avons décidé de l'inclure dans nos variables.

En ce qui concerne notre mesure de l'inflation, celle-ci sera construite à partir de l'indice des prix à la consommation pour tous les consommateurs urbains (pour tous les items) (CPIAUCSL). L'inflation (et alternativement la mesure des heures travaillées) va nous permettre d'observer comment une variable, qui est corrélée avec les inégalités selon la littérature, réagit face à un choc technologique surprise et un choc de nouvelle. Ainsi, il sera intéressant de comparer la réponse des différentes mesures d'inégalités à la réponse de l'inflation (et des heures) à la suite de ces deux types de chocs.

Finalement, pour la mesure du nombre d'heures de travail (que nous utiliserons en remplacement de l'inflation comme mesure de robustesse), nous utilisons la série construite par Francis et Ramey (2015) représentant le nombre d'heures totales travaillées dans le secteur non agricole que nous divisons par l'ensemble de la population américaine (non institutionnalisée) (CNP16OV) de plus de 16 ans. Puis, en divisant cette variable par 52, nous avons l'évolution du nombre d'heures moyennes travaillées par semaine, par personne, chaque trimestre.

Les graphiques A.2 et A.3 en annexe tracent l'évolution de ces variables en niveau et en différence.

2.7 Corrélations avec les différents indices d'inégalités

Le tableau A.3 représente les corrélations entre les composantes cycliques des différents indices d'inégalités et les composantes cycliques de la TFP, des heures, de l'inflation et du prix des actions (obtenues à l'aide d'un filtre HP).

En résumé, il semble y avoir très peu de corrélation entre la composante cyclique des inégalités et celle des autres indices à l'exception du prix des actions et du coefficient de Gini où une faible corrélation positive est observée. Cela va dans le même sens que dans le tableau A.2, c'est-à-dire que l'on observe très peu de lien entre le cycle économique et le cycle des mesures d'inégalité utilisées.

2.8 Tests de stationnarité

Nous avons effectué des tests de racine unitaire sur l'ensemble de nos séries de données. Le but du test de racine unitaire est de savoir si la série est stationnaire ou non. Le test consiste donc à savoir si notre processus a une racine qui est égale à 1. Le test de Dickey-Fuller (Dickey et Fuller, 1979) augmenté avec la procédure de Campbell et Perron (1991) pour déterminer le nombre de retards a été appliqué à chacune des séries. Pour effectuer le test, nous commençons avec le nombre de retards définis par la formule suivante : Partie entière de $(12 \cdot (T/100)^{0.25}) = 13$ (où $T = 133$ observations). Si le dernier n'est pas significatif, nous allons le retrancher et ce jusqu'à obtenir un dernier retard significatif.

Trois modèles sont possibles :

1) Si la série n'a pas de tendance et varie autour de zéro :

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

2) Si la série n'a pas de tendance mais varie autour d'une moyenne différente de zéro :

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

3) Si la série croît avec le temps :

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

Pour chacun des modèles, l'hypothèse nulle de non-stationnarité ainsi que l'hypothèse alternative de stationnarité sont identiques, soit $H_0 : \rho = 0$ et $H_1 : \rho < 0$.

Notons que le modèle 3 a été utilisé dans le cas de la TFP et du prix des actions alors que le modèle 2 a été utilisé dans le cas des autres variables.

Nous obtenons que pour l'inflation, les heures, ainsi que tous nos indices d'inégalités⁴, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle. Ces séries sont donc stationnaires.

Toutefois, nous ne pouvons rejeter H_0 dans le cas de la TFP et du prix des actions. Ces variables ne sont pas stationnaires en niveau. Néanmoins, en plaçant ces séries en première différence, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité. Ces séries sont donc $I(1)$.

4. Notons que dans le cas de certains indices d'inégalités ainsi que pour la série des heures travaillées, le test ADF nous donnait une valeur p proche de la valeur critique, nous avons donc effectué un test KPSS (autre type de test de racine unitaire) afin de confirmer nos résultats. Notons que dans le cas du test KPSS, l'hypothèse nulle est que la série testée est stationnaire. Le nombre de retards est déterminé par $T^{1/2}$ où T est le nombre d'observations (Kwiatkowski *et al.*, 1992).

2.9 Tests de cointégration

Finalement, nous avons effectué un test d'Engle et Granger (Engle et Granger, 1987) afin de définir s'il y a une relation de cointégration entre nos variables $I(1)$, soit le prix des actions et la TFP. Autrement dit, nous avons affecté le test afin de savoir s'il y a des chocs permanents en commun entre ces deux variables non stationnaires nous permettant qu'une combinaison linéaire de ces deux séries soit stationnaire (Stock et Watson, 1988).

Le test de Engle et Granger procède en deux étapes. Tout d'abord, on effectue un M.C.O sur

$$TFP_t = \mu + \beta sp_t + \epsilon_t .$$

En prenant comme exemple que l'on teste la cointégration entre la TFP et le prix des actions (PA).

Par la suite, on effectue un test de stationnarité sur ϵ_t . Donc,

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \rho \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \hat{\epsilon}_{t-i} + \nu_t .$$

Si l'on rejette l'hypothèse nulle, cela signifie que les termes d'erreur sont stationnaires et donc qu'il y a présence de cointégration. Autrement dit, nous avons que $H_0 : \rho = 0$ et $H_1 : \rho < 0$.

Nous obtenons, en ce qui concerne le lien entre la TFP et le prix des actions, une valeur p de 0,12 ce qui normalement signifierait l'absence de cointégration. Toutefois, étant donné que la valeur p est proche de la valeur critique et qu'en théorie ces deux variables devraient être cointégrées (Beaudry et Portier, 2006), nous avons effectué un test KPSS afin de confirmer les résultats. Avec une valeur

p de 0,0758, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle de stationnarité des résidus à un seuil de 5 % et donc, conformément à la théorie, il semble y avoir présence de cointégrations entre la TFP et le prix des actions.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Deux stratégies d'identification sont employées afin d'analyser l'impact d'un choc technologique surprise et de nouvelle sur les différents indices d'inégalités. Suivant la méthode proposée par Barsky et Sims (2011), nous pouvons identifier notre choc de nouvelle. L'autre méthode employée procède de façon plus classique à l'aide d'un SVAR en suivant la stratégie employée par Fève et Guay (2015). Considérant le lien de cointégration entre le prix des actions et la TFP, nous utilisons ainsi un SVECM en imposant des restrictions de long terme ainsi que de court terme.

3.1 Méthode Barsky et Sims (2011)

Cette méthode repose sur la décomposition de la variance afin d'identifier le choc ayant l'impact le plus important sur la TFP à l'aide d'un VAR en niveau. Dans ce modèle, le choc surprise est identifié comme le choc de la forme réduite de la TFP alors que le choc de nouvelle est identifié comme étant le choc expliquant le mieux les variations futures de la TFP (autre que le choc surprise). Autrement dit, cette stratégie d'identification maximise l'importance du choc de nouvelle dans les fluctuations de la TFP.

Soit y_t un vecteur de dimension 4×1 contenant les variables étudiées :

$$y_t = \begin{pmatrix} TFP_t \\ PA_t \\ Inflation_t \\ Indice_t \end{pmatrix} .$$

Notons qu'il y a trois vecteurs de la sorte au total, chacun des vecteurs ayant un indice d'inégalité différent. La variable des heures est quant à elle utilisée en remplacement de l'inflation afin d'évaluer la robustesse des résultats.

On peut obtenir la représentation moyenne mobile de la forme réduite du vecteur y_t (pour un horizon p) en inversant la représentation VAR :

$$\Theta_p(L)y_t = \epsilon_t ,$$

$$\text{où }^1 \Theta_p(L) = I + \Theta_1 L + \Theta_2 L^2 + \dots + \Theta_p L^p .$$

Alors la représentation moyenne mobile est

$$y_t = \Theta(L)^{-1} \epsilon_t$$

ou

$$y_t = C(L) \epsilon_t ,$$

$$\text{où } C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j \text{ et } C_0 = I .$$

Cette représentation nous donne l'impact des chocs ϵ_t sur les variables du vecteur y_t . Toutefois, les termes d'erreur sont corrélés entre eux. Ainsi, $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma$, n'est

1. Notons que L est un opérateur de retard.

pas une matrice diagonale.

Nous allons donc chercher à obtenir la forme structurelle afin de pouvoir en dégager des interprétations économiques.

On définit la forme structurelle comme étant

$$y_t = A(L)\eta_t ,$$

où $A(L) = \sum_{j=0}^{\infty} A_j L^j$ et $E(\eta_t \eta_t') = \Omega$ est une matrice diagonale. Les termes d'erreurs ne sont donc pas corrélés dans ce cas.

Sachant que l'impact contemporain des chocs pour la forme réduite est donné par $C_0 \epsilon_t = \epsilon_t$ (puisque $C_0 = I$) et que l'effet contemporain des chocs pour la forme structurelle est donné par $A_0 \eta_t$, on a donc le lien suivant entre les termes d'erreurs de la forme réduite et ceux de la forme structurelle :

$$\epsilon_t = A_0 \eta_t .$$

L'intérêt est donc ici de pouvoir identifier correctement A_0 afin d'obtenir la valeur des chocs structurels η_t . En effet, $\eta_t = A_0^{-1} \epsilon_t$.

Dans le cadre de notre modèle, η_{1t} est le choc technologique surprise, η_{2t} le choc de nouvelle, alors que η_{3t} et η_{4t} sont des chocs transitoires quelconques.

Par la suite, nous pouvons obtenir les coefficients moyennes mobiles structuraux par les relations suivantes : $A(L) = C(L)A_0$.

Avant d'expliquer plus en détail la méthode de Barsky et Sims (2011), nous allons faire un bref survol de la méthode de décomposition de la variance. Le but de cette procédure est de mesurer la proportion de la variance d'une variable contenue

dans le vecteur y_t qui est produite par un choc structurel donné. Autrement dit, on cherche à estimer la contribution de chacun des chocs structurels à la variance pour un horizon h .

De façon générale, la prévision de y_{t+h} conditionnelle à l'ensemble d'information au temps t est

$$E_t y_{t+h} = A_h \eta_h + A_{h+1} \eta_{h-1} + A_{h+2} \eta_{h-2} + \dots$$

et l'erreur de prévision correspondante est

$$y_{t+h} - E_t y_{t+h} = A_0 \eta_{t+h} + A_1 \eta_{t+h-1} + A_2 \eta_{t+h-2} + \dots + A_{h-1} \eta_{t+1}.$$

Sachant que η_{1t} est le choc surprise et η_{2t} le choc de nouvelle, alors l'erreur de prévision à un horizon h pour la TFP sera

$$\begin{aligned} TFP_{t+h} - E_t TFP_{t+h} = & A_{0,11} \eta_{1,t+h} + A_{1,11} \eta_{1,t+h-1} + \dots + A_{h-1,11} \eta_{1,t+1} \\ & + A_{0,12} \eta_{2,t+h} + A_{1,12} \eta_{2,t+h-1} + \dots + A_{h-1,12} \eta_{2,t+1} \\ & + A_{0,13} \eta_{3,t+h} + A_{1,13} \eta_{3,t+h-1} + \dots + A_{h-1,13} \eta_{3,t+1} \\ & + A_{0,14} \eta_{4,t+h} + A_{1,14} \eta_{4,t+h-1} + \dots + A_{h-1,14} \eta_{4,t+1}. \end{aligned}$$

On peut donc écrire la variance de l'erreur de prévision due aux chocs structurels comme étant

$$\sigma_{TFP}^2 = \sigma_{\eta_1}^2 \sum_{i=0}^h A_{i,11}^2 + \sigma_{\eta_2}^2 \sum_{i=0}^h A_{i,12}^2 + \sigma_{\eta_3}^2 \sum_{i=0}^h A_{i,13}^2 + \sigma_{\eta_4}^2 \sum_{i=0}^h A_{i,14}^2.$$

Si on souhaite obtenir la proportion de la variance de la TFP qui provient, par exemple, du choc de nouvelle, il suffit d'appliquer le rapport suivant :

$$\sigma_{\eta_2|TFP}^2 = \frac{\sigma_{\eta_2}^2 \sum_{i=0}^h A_{i,12}^2}{\sigma_{\eta_1}^2 \sum_{i=0}^h A_{i,11}^2 + \sigma_{\eta_2}^2 \sum_{i=0}^h A_{i,12}^2 + \sigma_{\eta_3}^2 \sum_{i=0}^h A_{i,13}^2 + \sigma_{\eta_4}^2 \sum_{i=0}^h A_{i,14}^2} .$$

Plus cette proportion sera grande pour un choc structurel, plus celui-ci sera important dans les fluctuations de la série.

La méthode introduite par Barsky et Sims (2011) nous permet d'identifier le choc de nouvelle comme étant le choc dont la contribution à la variance de la TFP, sur le long terme, est maximale (une fois que le choc surprise a été identifié).

Pour ce faire, posons \tilde{A}_0 tel que

$$A_0 = \tilde{A}_0 Q ,$$

où $QQ' = I$ et où une décomposition de Choleski a été appliqué sur \tilde{A}_0 . Nous avons donc la matrice triangulaire vers le bas suivante :

$$\tilde{A}_0 = \begin{pmatrix} \tilde{a}_{0,11} & 0 & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{0,21} & \tilde{a}_{0,22} & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{0,31} & \tilde{a}_{0,32} & \tilde{a}_{0,33} & 0 \\ \tilde{a}_{0,41} & \tilde{a}_{0,42} & \tilde{a}_{0,43} & \tilde{a}_{0,44} \end{pmatrix} .$$

Considérons maintenant l'erreur de prévision de y_t à un horizon donné h pour la

forme réduite :

$$y_{t+h} - E_t y_{t+h} = \epsilon_{t+h} + C_1 \epsilon_{t+h-1} + C_2 \epsilon_{t+h-2} + \cdots + C_{h-1} \epsilon_{t+1} .$$

Puisque $\epsilon_t = A_t \eta_t$ et $A_0 = \tilde{A}_0 Q$, alors

$$\begin{aligned} y_{t+h} - E_t y_{t+h} &= A_0 \eta_{t+h} + C_1 A_0 \eta_{t+h-1} + C_2 A_0 \eta_{t+h-2} + \cdots + C_{h-1} A_0 \eta_{t+1} \\ &= \sum_{l=0}^{h-1} C_l A_0 \eta_{t+h-l} = \sum_{l=0}^{h-1} C_l \tilde{A}_0 Q \eta_{t+h-l} , \end{aligned}$$

par $A_0 = \tilde{A}_0 Q$.

La part de l'erreur de prévision de la TFP ($i = 1$) attribuable au choc de nouvelle ($j = 2$) pour un horizon h est alors :

$$\begin{aligned} \Omega_{1,2}(h) &= \frac{e'_1 \left[\sum_{l=0}^h C_l A_0 e_2 e'_2 A'_0 C'_l \right] e_1}{e'_1 \left[\sum_{l=0}^h C_l \Sigma C'_l \right] e_1} \\ &= \frac{e'_1 \left[\sum_{l=0}^h C_l \tilde{A}_0 Q e_2 e'_2 Q' \tilde{A}'_0 C'_l \right] e_1}{e'_1 \left[\sum_{l=0}^h C_l \Sigma C'_l \right] e_1} \\ \Omega_{1,2}(h) &= \frac{\left[\sum_{l=0}^h C_{1,l} \tilde{A}_0 \gamma \gamma' \tilde{A}'_0 C'_{1,l} \right]}{\left[\sum_{l=0}^h C_{1,l} \Sigma C'_{1,l} \right]} , \end{aligned}$$

où e_i et e_j correspondent aux vecteurs de sélection de la variable et du choc respectivement avec une valeur de 1 à la position i (ou j) et des zéros ailleurs. Le vecteur γ correspond au j -ième vecteur colonne de la matrice Q . Dans notre

cas, nous avons que $Q_{1,2} = e_1' Q e_2 = \gamma(1, 2)$. $C_{1,l}$ sont les coefficients de moyenne mobile de la TFP.

Considérant que le choc surprise et le choc de nouvelle correspondent à l'ensemble des variations de la TFP pour tous les horizons (Barsky et Sims, 2011), nous aurions par hypothèse que² :

$$\Omega_{1,1}(h) + \Omega_{1,2}(h) = 1, \forall h.$$

Le choc surprise étant identifié comme les innovations de la TFP observée, $\Omega_{1,1}(h)$ est invariant pour tout horizon h aux méthodes d'identification alternatives des autres chocs structurels. Ainsi, la stratégie consiste à choisir les éléments de la matrice A_0 nous permettant de valider l'hypothèse décrite ci-dessus. Autrement dit, il faut sélectionner la matrice d'impact qui va maximiser la contribution de $\Omega_{1,2}(h)$ pour tout h . Pour ce faire, nous devons choisir γ^* tel que :

$$\gamma^* = \underset{h=0}{\operatorname{argmax}} \sum^H \Omega_{1,2}(h) = \frac{\left[\sum_{l=0}^h C_{1,l} \tilde{A}_0 \gamma \gamma' \tilde{A}_0' C_{1,l}' \right]}{\left[\sum_{l=0}^h C_{1,l} \Sigma C_{1,l}' \right]},$$

s.à

$$\tilde{A}_0(1, j) = 0, \forall j > 1$$

$$\gamma(1, 1) = 0$$

$$\gamma' \gamma = 1,$$

2. Rappelons que $\Omega = E(\eta_t \eta_t')$.

pour un certain horizon h .

Les deux premières contraintes imposent que le choc de nouvelle n'a pas d'impact contemporain sur le niveau de la TFP. La troisième restriction nous assure que le vecteur γ est un vecteur colonne appartenant à une matrice orthonormée. Uhlig (2003) a démontré que le problème de maximisation peut être réécrit sous une forme quadratique où la portion non nulle de γ est le vecteur propre associé à la valeur propre maximale de la somme pondérée de $(C_{1,l}\tilde{A}_0') (C_{1,l}\tilde{A}_0)$ sur tous les l . Autrement dit, cette procédure identifie le choc de nouvelle comme étant la composante principale de la TFP (orthogonale à ses propres innovations).

3.2 Procédure SVAR

La deuxième méthode que nous employons, afin de tester la robustesse des résultats, est l'utilisation d'un SVAR avec des restrictions de long terme et de court terme que nous augmentons du lien de cointégration entre le TFP et les prix des actions. Il s'agit ainsi d'un SVECM suivant la forme

$$\Delta y_t = \mu + \beta \alpha' y_{t-1} + \Pi_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Pi_p \Delta y_{t-p} + \epsilon_t,$$

où Δ signifie que la série est en première différence et p dénote le nombre de retards sur Δy_t , μ est un vecteur de constante, α est une matrice contenant les vecteurs de cointégration et β est une matrice contenant les vecteurs des paramètres d'ajustement. C'est deux dernières matrices sont de dimension $m \times r$ (où m est le nombre de variables, quatre dans le cas présent) et r est le nombre de vecteurs de cointégration. Les matrices Π_i (où $i = 1, 2, \dots, p$) représentent les paramètres dynamiques de court terme et sont de dimension $m \times m$. Les deux premières variables du vecteur Δy_t sont $I(1)$ et cointégrées ensemble (tel que démontré précédemment) alors que les deux dernières sont $I(0)$ et sont, à des fins méthodologiques, cointégrées

avec elles-mêmes (Fève et Guay, 2015). Ces deux variables sont donc également mises en première différence. Quant au terme d'erreur, il s'agit d'un bruit blanc de moyenne nulle et ayant une matrice de covariance invariante au temps, soit $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma$.

Tel que mentionné dans la première méthodologie, l'intérêt est de pouvoir identifier correctement A_0 , à l'aide de restrictions de long terme et de court terme sur la forme réduite, afin d'obtenir la valeur des chocs structurels η_t . En effet, rappelons que $\eta_t = A_0^{-1} \epsilon_t$.

Prenons la forme réduite du VECM réécrite en représentation moyenne mobile, soit :

$$\Delta y_t = \mu^* + C(L)\epsilon_t ,$$

où $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ et $C_0 = I$.

Suivant Lütkepohl (2007), une décomposition de Beveridge-Nelson est faite sur la représentation ci-haut en appliquant le théorème de représentation de Granger :

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \mu^* + C(1)\epsilon_t + C^*(L)\Delta\epsilon_t \\ y_t &= y_0 + \mu^* t + C(1) \sum_{j=1}^t \epsilon_j + C^*(L)\epsilon_t , \end{aligned}$$

où le vecteur y_0 contient les valeurs initiales. La matrice $C(1)$ ($m \times m$) représente les effets de long terme des chocs de la forme réduite et est donnée par

$$C(1) = \alpha_{\perp} \left[\beta'_{\perp} \left(I_m - \sum_{i=1}^p \Pi_i \right) \alpha_{\perp} \right]^{-1} \beta'_{\perp} ,$$

où α_{\perp} et β_{\perp} sont les complémentaires de α et β . Le rang de la matrice $C(1)$ est de $m - r$ où r est le nombre de vecteur de cointégration (trois dans le cas présent). Ainsi, il existe $m - r$ tendance en commun. L'effet de long terme des chocs structurels est donné par $C(1)A_0$ suivant $A(1) = C(1)A_0$. Étant donné que la matrice A_0 est de plein rang, le rang de $C(1)A_0$ est de $m - r$ et il y a au plus r colonnes de zéros dans la matrice $A(1)$. Autrement dit, il y a au plus r chocs structurels qui ont un effet transitoire et au moins $m - r$ chocs structurels qui ont un effet permanent. Il y a donc au plus $r(m - r)$ restrictions indépendantes dans la matrice $C(1)A_0$. Le fait de connaître le rang de cointégration r nous donne le nombre maximal de restrictions pouvant être imposées sur les effets de long terme des chocs structurels (Lütkepohl, 2007). Conséquemment, afin d'identifier correctement nos chocs structurels, nous devons imposer $m(m - 1)/2$ restrictions sur $C(1)A_0$ et A_0 . Puisque $m = 4$, six restrictions sont nécessaires afin d'identifier nos quatre chocs structurels. Toutefois, nous allons uniquement nous intéresser aux deux chocs permanents (surprise et nouvelle), le but de ce mémoire étant d'analyser l'impact de ces deux types de chocs sur les inégalités. Ainsi, concernant les deux autres chocs transitoires, peu importe ce qu'ils sont, nous n'allons pas les considérer dans le cadre de cette analyse. Par contre, nous devons tout de même poser six restrictions considérant qu'il y a quatre chocs structurels au total.

3.2.1 Restrictions de long terme

La restriction de long terme que nous imposons, basée sur Barsky et Sims (2011), requiert que seulement le choc technologique surprise ainsi que le choc de nouvelle aient un impact de long terme sur la TFP (rappelons que selon les auteurs, ces deux chocs expliqueraient 95 % de la variation de la TFP sur 10 ans). Cette restriction, combinée à la relation de cointégration entre le prix des actions et la TFP, nous permet d'écrire la matrice $A(1)$ de la façon suivante :

$$A(1) = \begin{pmatrix} a_{11}(1) & a_{12}(1) & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{11}(1) & \tilde{a}_{12}(1) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

où $a_{11}(1) = \beta_{12}\tilde{a}_{11}(1)$ et $a_{12}(1) = \beta_{12}\tilde{a}_{12}(1)$. β_{12} représente le paramètre de cointégration entre la TFP et le prix des actions. Le rang de cette matrice est donc de 1, c'est-à-dire qu'il y a une tendance stochastique en commun. On a donc que les deux types de chocs permanents ont des effets proportionnels sur les deux premières variables et que les deux autres types de chocs sont alors des chocs transitoires. En effet, ces deux restrictions supposent que le troisième et le quatrième choc n'ont pas d'impact à long terme sur la TFP et donc sur le prix des actions (ces deux variables étant cointégrées). Conséquemment, nous avons que le nombre de zéros contenu dans la matrice $A(1)$ ainsi que son rang, nous permettent uniquement d'imposer deux restrictions. Il nous manque donc quatre restrictions que nous devons identifier à l'aide de restrictions de court terme.

3.2.2 Restrictions de court terme

Comme premières restrictions de court terme, il est supposé que le choc de nouvelle n'a aucun impact contemporain sur la TFP. En effet, selon, Beaudry et Portier (2006) le choc de nouvelle n'a aucun impact sur le niveau de la TFP mais il est l'une des raisons expliquant les variations de la TFP sur un horizon de moyen-long terme.

Quant aux trois autres restrictions sur les chocs transitoires, elles sont imposées sans justification nécessaire sur les 3^{ième} et 4^{ième} colonnes de la matrice A_0 puisque ces deux derniers chocs ne font pas objet d'étude dans le cadre de ce mémoire. En effet, seulement les deux premières colonnes de la matrice A_0 obtenue sont

utilisées.

3.3 Outil d'analyse des résultats : les fonctions de réponse

Dans le cadre de l'analyse des résultats, les fonctions de réponse jouent un rôle clé. Nous décrirons donc brièvement la méthodologie associée à cet outil.

Reprenons la représentation moyenne mobile structurelle suivante :

$$y_t = A(L)\eta_t .$$

Cette représentation nous donne l'impact des chocs structurels η_t sur chacune des variables du vecteur y_t décrit plus haut. Par exemple, prenons l'effet du choc technologique surprise sur la TFP, nous avons alors

$$A_{11}(L)\eta_{1t} = A_{0,11}\eta_{1,t} + A_{1,11}\eta_{1,t-1} + A_{2,11}\eta_{1,t-2} + A_{3,11}\eta_{1,t-3} + \dots .$$

Le terme $A_{0,11}$ mesure l'impact instantané du choc η_{1t} sur la TFP_t . De façon plus générale, le terme $A_{k,11}$ mesure l'impact du choc η_{1t} sur la TFP_{t+k} (à un horizon k). L'effet du choc η_{1t} sur la TFP_{t+k} est donné par la somme partielle des termes $A_{0,11}$ à $A_{k,11}$. Ainsi, nous avons

$$\frac{\partial TFP_{t+k}}{\partial \eta_{1t}} = A_{0,11} + A_{1,11} + A_{2,11} + \dots + A_{k,11} .$$

Pour un horizon tendant vers l'infini, nous avons donc

$$\lim_{x \rightarrow 0} \frac{\partial TFP_{t+k}}{\partial \eta_{1t}} = A_{11}(1) = A_{0,11} + A_{1,11} + A_{2,11} + A_{3,11} + \dots ,$$

où $A_{11}(1)$ mesure l'impact à long terme du choc structurel η_{1t} .

En somme, les fonctions de réponses mesurent l'impact de chaque choc structurel sur chacune des variables du vecteur y_t .

CHAPITRE IV

ANALYSE DES RÉSULTATS

4.1 Modèle de base

4.1.1 Analyse des fonctions de réponse

Les fonctions de réponse du modèle de base ont été évaluées avec l'inflation comme troisième variable et avec la méthode Barsky et Sims (2011) décrite dans la section précédente.

Afin de générer les résultats, le VAR a été estimé avec un nombre de 4 retards (ce qui est une valeur standard pour ce type d'étude) et pour construire les intervalles de confiance (à 90 %) des fonctions de réponse, la méthode *bootstrap* a été utilisée avec 1000 répétitions. Les résultats sont présentés en annexe B.

Réponse des indices d'inégalités :

Tout d'abord, si l'on regarde les fonctions de réponses, sur 20 trimestres, des indices d'inégalités de salaire à la suite d'un choc technologique surprise, on observe que la TFP, conformément à la théorie, possède une réponse positive qui diminue avec le temps (Barsky et Sims, 2011). L'inflation, quant à elle, augmente de quelques points de pourcentage à l'impact, mais retourne rapidement à l'équilibre initial, ce qui est semblable aux résultats obtenus par Fève et Guay (2015), mais qui est toutefois peu compatible avec un choc d'offre. Les mesures d'écart-type et

de différence de percentiles ont des réponses assez similaires, c'est-à-dire une faible hausse des indices à court terme suivie d'une fluctuation autour de l'équilibre initial. Quant au coefficient de Gini, nous avons une réponse légèrement positive à l'impact puis, à long terme, nous observons que les inégalités de salaire se maintiennent au-dessus de l'équilibre initial. La réponse est donc assez persistante dans le cas de cette mesure.

Si l'on porte notre attention sur les réponses des inégalités de salaire à la suite d'un choc de nouvelle, nous constatons dans un premier temps, qu'à l'instar du choc surprise, la réponse de la TFP est conforme à la théorie, à savoir peu ou aucune fluctuation à l'impact suivi une hausse à long terme (Barsky et Sims, 2011). Le prix des actions possède une réponse fortement positive suite à l'impact qui s'estompe à long terme (tout en demeurant bien au-dessus de l'équilibre initial). Ce résultat concorde avec ceux obtenus par Beaudry et Portier (2006). À l'instar de Fève et Guay (2015), l'inflation présente une réponse négative à l'impact suivi d'un rapide retour à l'équilibre initial. Barsky *et al.* (2014) démontrent que la rigidité des salaires réels aide à réduire le coût marginal ce qui entraîne une baisse de l'inflation à l'impact. Quant à nos mesures d'inégalités, nous obtenons une réponse positive à l'impact dans les trois cas. Toutefois, deux des trois mesures nous apparaissent comme étant peu significatives (seul le coefficient de Gini semble l'être durant les 10 premiers trimestres).

En effectuant le même exercice sur les fonctions de réponses à la suite d'un choc technologique surprise, mais cette fois-ci pour les mesures d'inégalité de revenu total, nos résultats semblent plus significatifs que dans le cas des inégalités de salaire. Les trois types d'indices présentent des réponses positives à l'impact suivi d'un retour assez rapide vers l'équilibre initial. Pour le choc de nouvelle, dans le cas du coefficient de Gini, bien que la réponse soit également positive à l'impact, elle est très peu significative. Les résultats sont davantage significatifs pour les deux

autres types de mesures avec un impact positif suivi d'une persistance au-dessus de l'équilibre initial à long terme.

À la lumière de ces résultats, il semble donc que, dans le cas d'un choc technologique surprise, le retour à l'équilibre initial se fasse plus rapidement dans le cas des inégalités de revenu que dans le cas du salaire (pour le coefficient de Gini). Rappelons que le revenu est notre variable de salaire à laquelle nous avons ajouté les transferts gouvernementaux, les revenus financiers et les revenus immobiliers. Ainsi, ce phénomène pourrait s'expliquer en partie par le fait que les transferts gouvernementaux réduisent l'impact inégalitaire du choc technologique. Notons aussi que, contrairement au cas des inégalités de salaire, il est difficile d'affirmer que le choc de nouvelle ait un réel impact sur les inégalités de revenu lorsque l'on utilise le coefficient de Gini, mais il semble avoir un effet à la hausse lorsque les mesures d'écart type et de différence de percentile sont utilisées.

Pour ce qui est des inégalités de consommation lors d'un choc surprise, les réponses des différents indices vont globalement dans le même sens. En effet, la réponse à l'impact et à court terme est positive. Toutefois, il est intéressant de constater que la réponse à long terme est en deçà de l'équilibre initial. Ainsi, nous pourrions affirmer qu'une hausse soudaine de la technologie entraînerait une baisse des inégalités de consommation à long terme. Le rôle de l'emprunt et de l'épargne pourrait être l'une des raisons expliquant les différences observées entre les inégalités de consommation et celles du salaire/revenu (Heathcote *et al.*, 2010). Pour ce qui est du choc de nouvelle, on observe une baisse des inégalités à l'impact suivi de quelques fluctuations et d'un retour assez rapide à l'équilibre initial après quelques périodes. Ainsi, le choc technologique surprise semble diminuer les inégalités de consommation de façon persistante alors que le choc de nouvelle présente un effet semblable, mais sur le court terme et peu durable. Contrairement aux mesures d'inégalités de revenu, les deux types de chocs semblent avoir des effets

différents sur les inégalités de consommations.

Finalement, les réponses des indices d'inégalités de dépenses totales à la suite d'un choc surprise sont très semblables à celles de la consommation à la différence que la réponse à l'impact est plus significative. Pour le choc de nouvelle, nous pouvons noter quelques différences avec la consommation.

En effet, nous avons, dans le cas du coefficient de Gini et de l'écart-type, une hausse des inégalités à long terme (à la suite d'une réponse à l'impact proche de l'équilibre initial). Il y aurait donc un effet contraire entre les deux variables (quoique peu significatif). Rappelons que les dépenses totales comprennent des dépenses de consommation très importantes comme l'hypothèque que la seule variable consommation ne capte pas. Par ailleurs, notons que Basu *et al.* (2006) affirment qu'un choc technologique positif augmente tout particulièrement les dépenses des ménages en biens durables et investissement résidentiel et beaucoup moins les dépenses en biens non durables/services. Ainsi, ceci pourrait constituer une indication expliquant le comportement différent entre inégalités de consommation et de dépense à la suite d'un choc de nouvelle.

Lien entre la réponse des indices d'inégalités et l'inflation :

Dans le cas d'un choc surprise, il est difficile de trouver un lien fort entre l'inflation et la réponse des quatre variables. Par ailleurs, suivant Coibion *et al.* (2012), une baisse de l'inflation contribue à augmenter tant les inégalités de salaire/revenu que de consommation/dépense. Or, dans notre cas, nous observons une faible hausse des inégalités de revenu/salaire et de consommation/dépense suite à un choc surprise alors que la réponse de l'inflation est positive à l'impact. Bien que plusieurs facteurs autres que l'inflation affectent la réponse des inégalités, ce seul résultat tend plutôt vers la conclusion d'Albanesi (2006), c'est-à-dire qu'une augmentation de l'inflation hausse les inégalités ; les ménages à faible revenu possédant plus de

liquidités que ceux à haut revenu.

4.1.2 Analyse de la décomposition de la variance

Les graphiques de décomposition de la variance exposent la fraction que chacun des chocs structurels représente dans la variance de chacune de nos variables. La zone noire représente la part du choc technologique surprise et la part grise foncée celle du choc de nouvelle. Les parties gris clair et blanches représentent la part des deux autres chocs structurels (qui sont exclus de notre analyse). Tout d'abord, nous observons que, dans tous les cas, conformément à Barsky et Sims (2011), la TFP est expliquée à court terme par le choc surprise et, à long terme, ce dernier choc combiné au choc de nouvelle représente pratiquement la totalité de la variance de notre mesure de productivité. Nous observons également que le choc de nouvelle représente environ 60 % de la variance du prix des actions à court terme et plus de 80 % à long terme. Ces résultats vont dans le sens de ceux obtenus par Beaudry et Portier (2006). Quant à l'inflation, entre 15 % et 30 % de sa variance (selon les variables d'inégalité) est expliquée par le choc de nouvelle.

Dans le cas des inégalités de salaire mesurées à l'aide de l'écart-type et de la différence de percentile, le choc surprise est absent dans la décomposition de la variance alors que le choc de nouvelle constitue environ 15 % sur l'ensemble de la période étudiée. Pour le coefficient de Gini, nous avons que le choc surprise représente environ seulement 5 % des fluctuations de long terme et que le choc de nouvelle représente 20 % à court terme et près de 40 % à plus long terme.

Pour les inégalités de revenu, les résultats sont plus concluants en ce qui concerne la part occupée par le choc de nouvelle dans la décomposition de la variance. En effet, dans les trois cas, environ 40 % de la variance de chacun des indices est expliquée à court terme par le choc de nouvelle. Après plusieurs périodes, cette proportion augmente à 50 %, voire 70 % dans le cas du coefficient de Gini. Ces

résultats pourraient expliquer en partie la persistance de la réponse des inégalités de revenu suite à un choc de nouvelle.

Quant aux inégalités de consommation, le choc surprise apparaît encore une fois pratiquement absent comme facteur explicatif de la variance de nos différentes mesures (entre 0 et 5 %). Par contre, le choc de nouvelle représente entre 10 % et 20 % selon la mesure utilisée et cette proportion est constante dans le temps. La situation est similaire pour les inégalités de dépense totale à la différence que le choc de nouvelle présente une très faible part de la variance initialement avant que celle-ci augmente lentement au fil des périodes.

4.2 Modèles alternatifs

4.2.1 Heures travaillées

Dans cette section, nous avons remplacé l'inflation par les heures travaillées tout en utilisant encore la méthode de Barsky et Sims (2011). En effet, selon Heathcote *et al.* (2010), les heures travaillées constituent une variable importante à considérer dans l'étude des inégalités. Les résultats sont présentés en annexe C.

Tout d'abord, de façon générale, la réponse de la TFP suite à un choc surprise est quasi identique au modèle avec l'inflation. Le comportement du prix des actions est également similaire à la différence près qu'il y a une réponse de long terme, positive, beaucoup plus marquée que dans le cas précédent. Pour les heures travaillées, nous observons une baisse à l'impact suivi d'une hausse au-dessus de l'équilibre initial pendant quelques périodes. Toutefois, à long terme, nous retournons à une valeur proche du niveau initial. Cette réponse semble décalée vers le bas par rapport aux résultats de Fève et Guay (2015). En effet, bien que les auteurs obtiennent également une réponse en forme de cloche, leur réponse aux heures est quasi neutre à l'impact avant d'augmenter pendant quelques périodes

et de redescendre à l'équilibre initial sur un horizon de long terme. Toutefois, les résultats obtenus dans le cadre de notre analyse concordent en partie avec ceux de Basu *et al.* (2006), Liu et Phaneuf (2011) et Gali (1999), où il a été démontré qu'un choc technologique positif causait une baisse à court terme des heures travaillées et une hausse graduelle des salaires réels.

Pour les inégalités de salaire, nous avons des résultats assez similaires à la situation précédente à la différence que la réponse du coefficient de Gini, sur l'horizon de long terme, est plus marquée et significative. Quant aux inégalités de revenu, les résultats sont également robustes.

En ce qui concerne les inégalités de consommation, toujours suite à un choc surprise, les réponses sont encore ici très semblables à ce que l'on a trouvé précédemment à la différence que celles-ci, dans les trois cas, semblent légèrement décalées vers le haut. Autrement dit, la baisse des inégalités en dessous du niveau initial observée à moyen long terme dans le modèle de base, se fera à la suite d'un horizon plus avancé dans le cas présent et la réponse sera moins négative. Finalement, pour les inégalités de dépenses, les conclusions vont dans le même sens que celles trouvées avec le modèle de base. On peut donc affirmer que nos résultats, en ce qui concerne l'effet du choc technologique surprise sur les inégalités, sont robustes, dans l'ensemble, à un changement de variable.

Dans un deuxième temps, si nous observons les réponses suite au choc de nouvelle, nous voyons en premier lieu que les réponses de la TFP ainsi que du prix des actions sont robustes au modèle de base. Quant aux heures travaillées, nous observons une réponse en forme de cloche avec une vive augmentation du nombre d'heures à moyen court terme suivi d'un lent retour vers l'équilibre initial. Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus par Fève et Guay (2015).

Comme dans le modèle initial, la réponse du salaire et du revenu à la suite d'un

choc de nouvelle est globalement peu significative. Seul le coefficient de Gini du salaire présente une réponse significative à l'impact qui s'estompe assez rapidement comme dans le modèle de base et, contrairement au scénario initial, les réponses de l'écart-type ainsi que celles de la différence de percentile pour le revenu ne sont pas significatives. Pour les inégalités de consommation, nous sommes en présence encore une fois d'un choc négatif à l'impact qui est très bref alors que dans le cas des dépenses, les réponses des différentes mesures sont semblables au modèle de base.

Lorsque l'on compare la décomposition de la variance de notre modèle alternatif à celui de base, nous observons, tout d'abord, très peu de différence dans la composition des facteurs influençant la variance de la TFP et du prix des actions. Également, le choc de nouvelle représente une part importante (environ 60 %) de la variance des heures travaillées sur un horizon de long terme.

La variance des différentes inégalités se décompose de façon très similaire au cas de base à la différences du choc de nouvelle qui représente une part un peu moins importante dans la décomposition des inégalités de dépense et consommation, soit 20 % et 10 % respectivement.

4.2.2 Méthode SVECM

Afin de générer les résultats, le VAR a été estimé avec un nombre de 3 retards suivant la méthodologie de Fève et Guay (2015) et pour construire les intervalles de confiance (à 90 %) des fonctions de réponse, la méthode *bootstrap* a été utilisée avec 1000 répétitions. Nous avons utilisé la relation de cointégration entre le prix des actions et le TFP afin de construire notre SVECM. L'inflation a été utilisée comme troisième variable dans ce modèle. Les résultats sont également présentés en annexe C.

Nous pouvons constater qu'en ce qui concerne le choc technologique surprise, les réponses de la TFP, du prix des actions et de l'inflation sont très robustes. Pour nos indices, nous obtenons également peu de différence avec le modèle de base. En effet, encore une fois, les inégalités de revenu présentent une augmentation significative à l'impact suivi d'un rapide retour vers l'équilibre. Pour la consommation et les dépenses, les fonctions de réponse sont quasi identiques entre les deux méthodes.

Concernant le choc de nouvelle, la réponse de la TFP est très robuste ainsi que le prix des actions (bien que la réponse positive de ce dernier soit plus persistant que dans le modèle de référence). L'inflation présente une réponse qui est, dans l'intervalle de confiance, très proche des résultats initiaux. Pour les inégalités de salaire et de revenu, les réponses semblent encore une fois très peu significatives et, fait à noter, les réponses du coefficient de Gini du salaire ainsi que les mesures d'inégalité de revenu sont l'inverse de celles obtenues dans le modèle de base. Toutefois, nous pouvons constater, en regardant la borne inférieure et supérieure des intervalles de confiance, qu'il s'agit de résultats très peu significatifs. Par contre, cela fait en sorte qu'on ne peut pas conclure avec certitude sur l'effet d'un choc de nouvelle sur les inégalités puisque nos mesures ne sont pas robustes entre les différents modèles utilisés.

Pour ce qui est des inégalités de consommation et de dépense, les conclusions vont dans le même sens que dans le modèle de base ; c'est-à-dire une hausse des inégalités de dépense totale à long terme et, dans le cas des inégalités de consommation, une baisse à l'impact suivi d'un retour assez rapide vers l'équilibre initial.

Au chapitre de la décomposition de la variance, la méthode SVECM nous donne quelque chose d'assez similaire lorsque l'on compare les résultats de la TFP et du prix des actions. Toutefois, l'inflation n'est pratiquement pas expliquée par le choc de nouvelle (5 à 10 %) alors qu'elle l'était davantage dans le modèle de base.

Pour la décomposition des inégalités de salaire, consommation et dépense, nous pouvons constater que les résultats sont robustes à ceux obtenus initialement. Par contre, pour les inégalités de revenu, le choc de nouvelles représente une part beaucoup plus faible que dans le modèle de base et celui alternatif avec les heures. En effet, la variation du coefficient de Gini est expliquée à environ 35 % par le choc de nouvelle alors que cette proportion chute à moins de 5 % dans le cadre des deux autres indices.

CONCLUSION

Le but de ce mémoire visait à évaluer si un choc technologique surprise ainsi qu'un choc de nouvelle (autrement dit un choc technologique se manifestant de façon progressive) ont un impact sur les inégalités de revenu et de consommation aux États-Unis.

Trois types de mesures d'inégalités ont été utilisés à des fins de comparaison. Celles-ci se sont comportées de manière assez similaire dans l'ensemble. Néanmoins, le coefficient de Gini est, globalement, la mesure nous ayant permis d'arriver aux résultats les plus significatifs tant au niveau des fonctions de réponse que dans la décomposition de la variance. Par ailleurs, les résultats obtenus sont, dans l'ensemble, très robustes aux méthodologies alternatives utilisées.

Nous sommes parvenus à démontrer que les inégalités de salaire et de revenu augmentent à court terme à la suite d'un choc technologique surprise et que, dans le cas du coefficient de Gini des salaires, cette augmentation persiste sur un horizon de moyen terme. Ces conclusions vont à l'encontre de celles obtenues à l'aide du modèle DSGE utilisé par Atolia *et al.* (2009). Il a été également intéressant de constater que les inégalités de consommation et de dépense se comportent différemment des inégalités de salaire et de revenu à la suite d'un choc technologique surprise. En effet, celles-ci augmentent aussi à l'impact, mais la réponse de long terme est située en dessous de l'équilibre initial ; signifiant une baisse des inégalités sur un horizon plus avancé. Nous avons postulé que le rôle de l'épargne et de l'emprunt pouvait être l'une des raisons expliquant ces différences.

Néanmoins, les chocs technologiques surprises ne semblent pas être une source de

fluctuation importante pour les quatre catégories d'inégalités puisque la variance de chacun des indices est très peu expliquée par ce choc.

En ce qui concerne le choc de nouvelle, nous ne sommes pas en mesure de conclure à une incidences sur les inégalités de salaire et de revenu. En effet, nous n'avons pas obtenu de réponses significatives et robustes suite à ce type de choc. Toutefois, pour ce qui est des inégalités de consommation, la réponse est négative à l'impact et revient rapidement à l'équilibre dans les trois types de mesures. Dans le cas des inégalités de dépense totale, nous obtenons une hausse persistante à long terme.

La décomposition de la variance effectuée sur nos variables nous permet cependant de considérer le choc de nouvelle comme une composante appréciable des fluctuations des inégalités de revenu à long terme (particulièrement lorsque la variable est mesurée avec le coefficient de Gini ; le résultat étant robuste aux trois types de modèles). Par contre, ce choc est secondaire dans le cas des inégalités de consommation et de dépense.

À la lumière de cette analyse, nous croyons que nos résultats sont pertinents même si ceux-ci comportent plusieurs limites. En effet, la définition du choc de nouvelle utilisée dans le contexte de ce mémoire est très large et englobe plusieurs chocs tels le choc spécifique à l'investissement ou encore le choc de recherche et développement qui ne sont pas, en réalité, de véritables chocs sur les attentes des ménages par rapport à la productivité agrégée (Barsky et Sims, 2011). Toutefois, étant donné que le choc de nouvelle représente une part importante de la variance des inégalités de revenu à long terme, il serait intéressant de pousser plus loin l'analyse. Par exemple, une étude pourrait chercher à séparer plusieurs chocs de long terme sur la technologie et d'en observer l'effet sur le comportement des inégalités. Cet exercice pourrait aider à mieux comprendre les différents canaux de transmission des inégalités à la suite d'un choc de nouvelle. Aussi, la mesure de

productivité utilisée, la TFP, est souvent très contestée. Plusieurs lui reprochent de ne pas être une mesure du seul changement technologique, mais bien un agrégat qui englobe le changement technologique et d'autres aspects (Färe *et al.*, 1994). Ainsi, il pourrait être intéressant, dans le cadre d'une recherche future, d'utiliser une mesure alternative à la TFP permettant de mieux isoler le changement technologique. Finalement, étant donné qu'il ne semble pas y avoir de lien fort entre le cycle économique et les cycles des mesures d'inégalités utilisées, cela pourrait suggérer que l'évolution des inégalités tient davantage à la structure même de l'économie plutôt qu'aux chocs considérés dans ce mémoire.

ANNEXE A

DONNÉES : GRAPHIQUES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A.1: Corrélations et volatilités des mesures d'inégalités

Section A : Corrélation entre les indices d'inégalités			
	Corr(SD,Gini)	Corr(SD,90e-10e)	Corr(Gini,90e-10e)
Inégalité de salaire	0,36	0,79	0,27
Inégalité de revenu total	0,82	0,90	0,83
Inégalité de consommation	0,82	0,87	0,85
Inégalité de dépense totale	0,87	0,92	0,85
Section B : Corrélation entre les indices d'inégalités pour chacune des quatre variables			
	SD	Gini	90e-10e
Corr(salaire, revenu)	0,30	0,94	0,31
Corr(salaire, consommation)	0,39	0,03	0,38
Corr(salaire, dépense)	0,40	0,32	0,34
Corr(revenu, consommation)	-0,07	0,01	-0,11
Corr(revenu, dépense)	0,11	0,36	0,15
Corr(consommation, dépense)	0,84	0,77	0,76
Section C : Volatilité des indices d'inégalités			
	SD	Gini	90e-10e
Inégalité de salaire	0,05	0,02	0,15
Inégalité de revenu total	0,07	0,02	0,15
Inégalité de consommation	0,03	0,01	0,06
Inégalité de dépense totale	0,02	0,01	0,07

Note : Le terme SD correspond à la mesure d'écart-type.

Tableau A.2: Corrélation entre la composante cyclique du PIB et la composante cyclique des indices d'inégalités

	Périodes										
	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5
Inégalité de salaire (SD)	-0,11	-0,15	-0,13	-0,08	-0,05	0,02	0,07	0,08	0,09	0,09	0,13
Inégalité de revenu total (SD)	0,05	0,03	0,03	0,05	0,05	0,04	0,05	0,05	0,09	0,07	0,05
Inégalité de consommation (SD)	-0,01	-0,02	0,01	0,04	0,03	0,05	0,07	0,09	0,07	0,04	0,04
Inégalité de dépense totale (SD)	-0,04	-0,02	0,03	0,09	0,09	0,11	0,16	0,20	0,19	0,18	0,18
Inégalité de salaire (Gini)	-0,20	-0,20	-0,14	-0,07	-0,02	0,06	0,09	0,15	0,11	0,10	0,10
Inégalité de revenu total (Gini)	-0,08	-0,03	0,03	0,08	0,12	0,16	0,16	0,19	0,16	0,12	0,10
Inégalité de consommation (Gini)	0,06	0,06	0,09	0,12	0,15	0,15	0,16	0,18	0,15	0,06	-0,02
Inégalité de dépense totale (Gini)	-0,07	-0,05	0,01	0,08	0,13	0,18	0,26	0,32	0,30	0,24	0,18
Inégalité de salaire (90e-10e)	-0,10	-0,15	-0,13	-0,10	-0,12	-0,10	-0,06	-0,03	-0,02	0,02	0,11
Inégalité de revenu total (90e-10e)	0,07	0,07	0,08	0,08	0,05	0,01	0,03	0,03	0,04	0,03	0,05
Inégalité de consommation (90e-10e)	0,17	0,13	0,09	0,10	0,07	0,03	0,05	0,07	0,05	0,01	-0,05
Inégalité de dépense totale (90e-10e)	-0,01	-0,18	0,09	0,07	-0,01	-0,18	0,09	0,07	-0,01	-0,18	0,09

Tableau A.3: Corrélation entre la composante cyclique des indices d'inégalités et la composante cyclique des autres variables macroéconomiques

	TFP	Inflation	Heures	PA
Inégalité de salaire (SD)	-0,01	-0,05	-0,08	0,02
Inégalité de revenu total (SD)	0,00	-0,04	0,07	0,09
Inégalité de consommation (SD)	-0,03	-0,07	0,01	0,05
Inégalité de dépense totale (SD)	-0,04	-0,06	0,08	0,09
Inégalité de salaire (Gini)	-0,03	0,02	-0,07	0,08
Inégalité de revenu total (Gini)	-0,03	0,04	0,09	0,21
Inégalité de consommation (Gini)	-0,03	-0,01	0,13	0,13
Inégalité de dépense totale (Gini)	-0,04	0,00	0,07	0,17
Inégalité de salaire (90e-10e)	-0,02	-0,13	-0,12	-0,14
Inégalité de revenu total (90e-10e)	0,00	-0,10	0,05	0,03
Inégalité de consommation (90e-10e)	-0,04	-0,15	0,09	0,01
Inégalité de dépense totale (90e-10e)	-0,04	-0,08	0,13	0,03

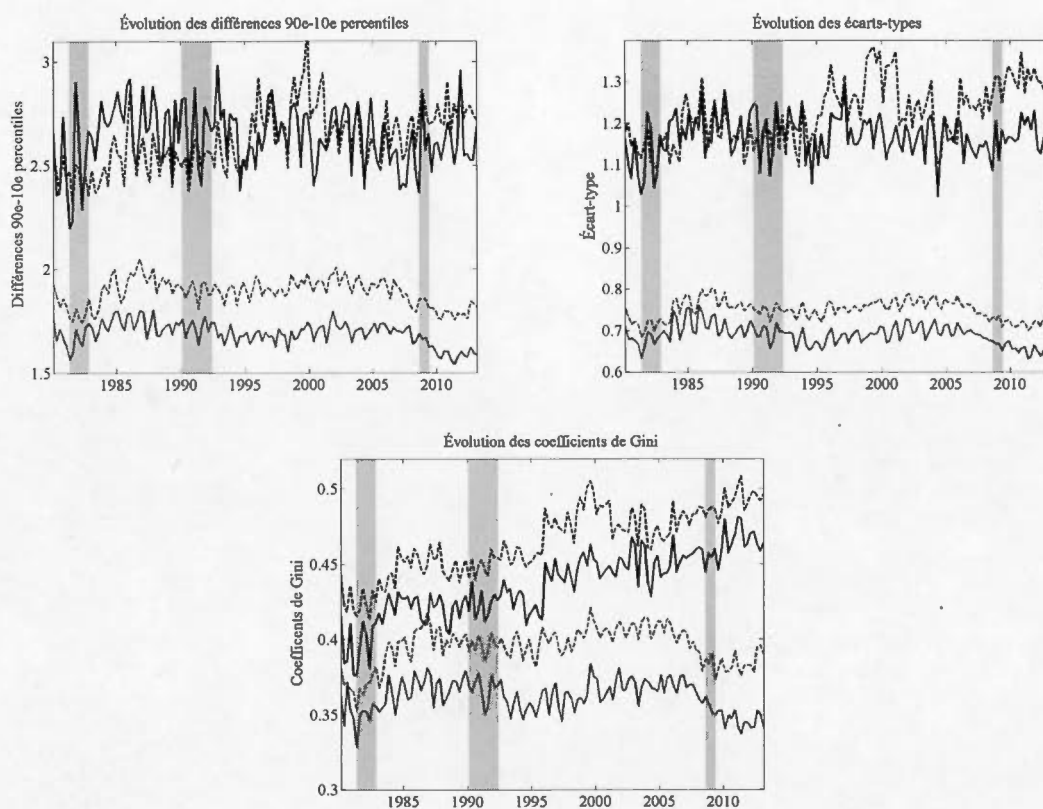


Figure A.1: Évolution des différentes mesures d'inégalités sur toute la période d'échantillonnage.

Note : La ligne noire pleine représente les inégalités de salaire, la ligne noire pointillée les inégalités de revenu total, la ligne bleue pleine les inégalités de consommation et finalement la ligne bleue pointillée représente les inégalités de dépense totale. Les lignes grises verticales représentent les périodes de récession économique.

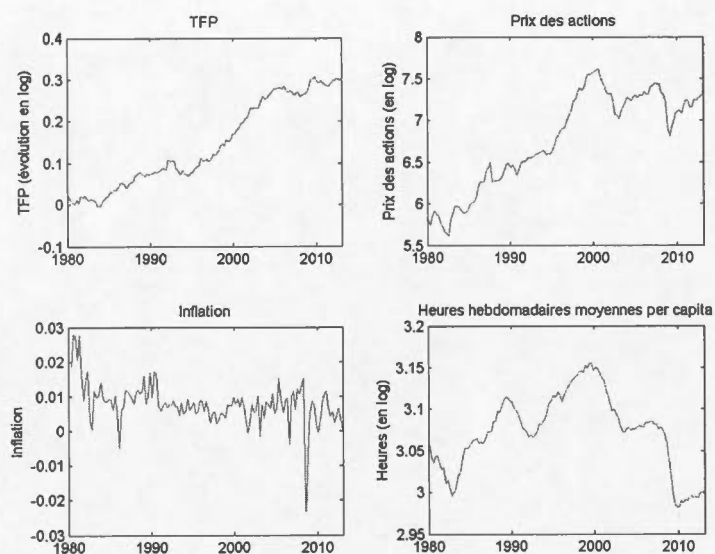


Figure A.2: Évolution des autres variables en niveau.

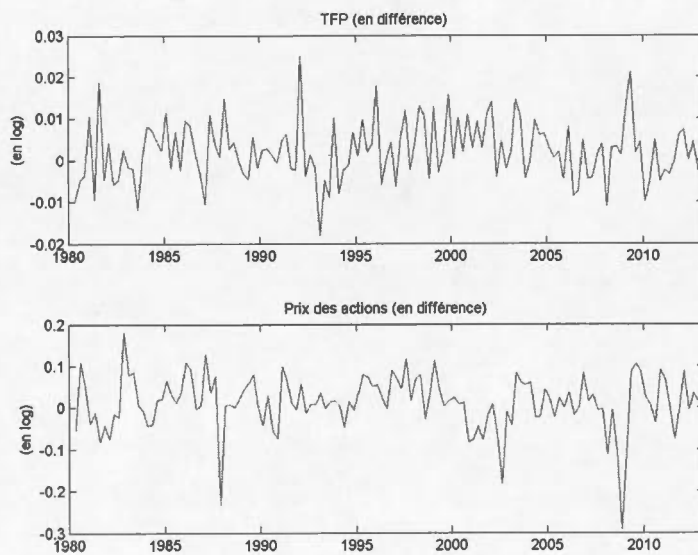


Figure A.3: Évolution des variables en différence.

ANNEXE B

RÉSULTATS DU MODÈLE DE BASE

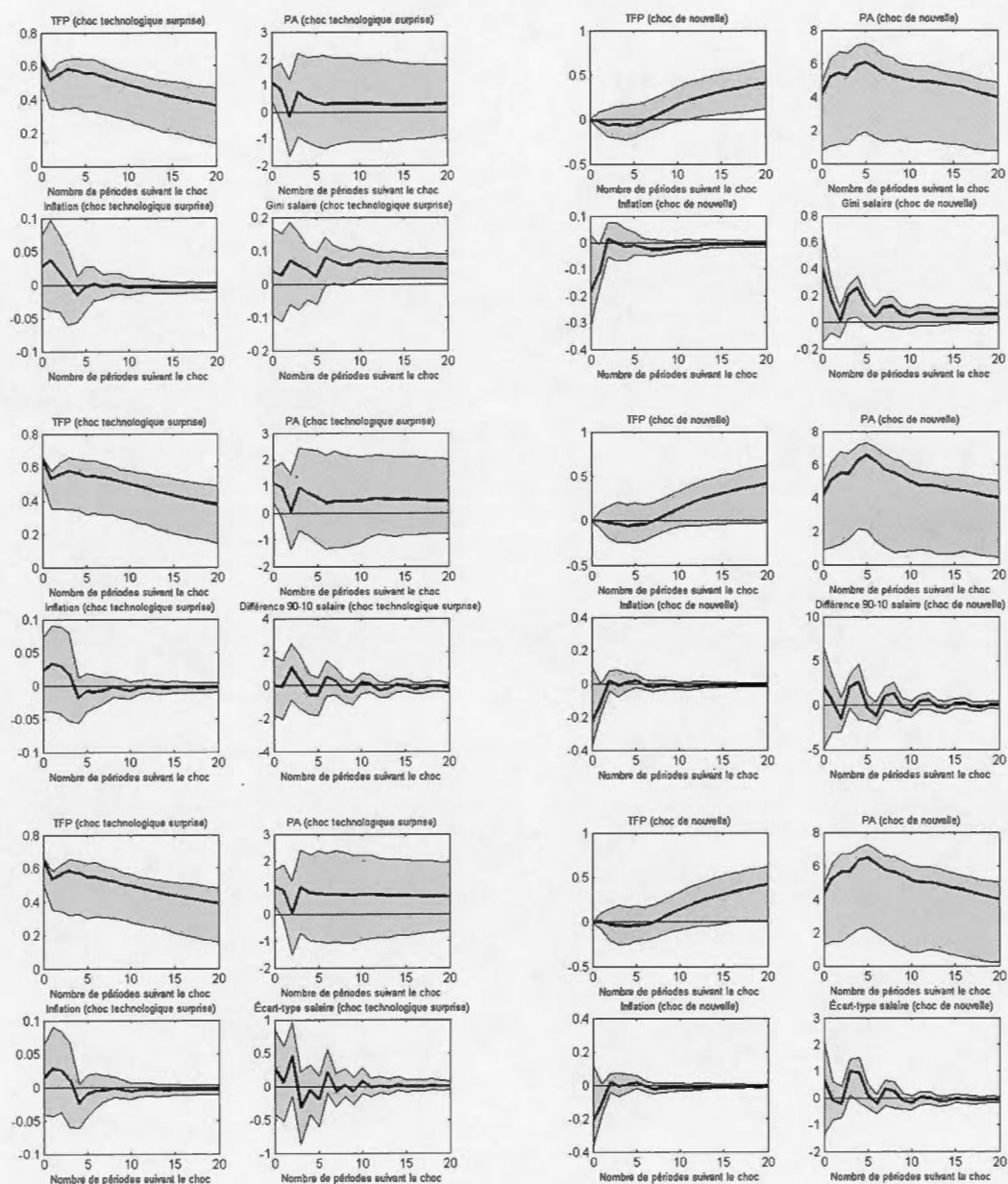


Figure B.1: Fonctions de réponse des inégalités de salaire suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite)

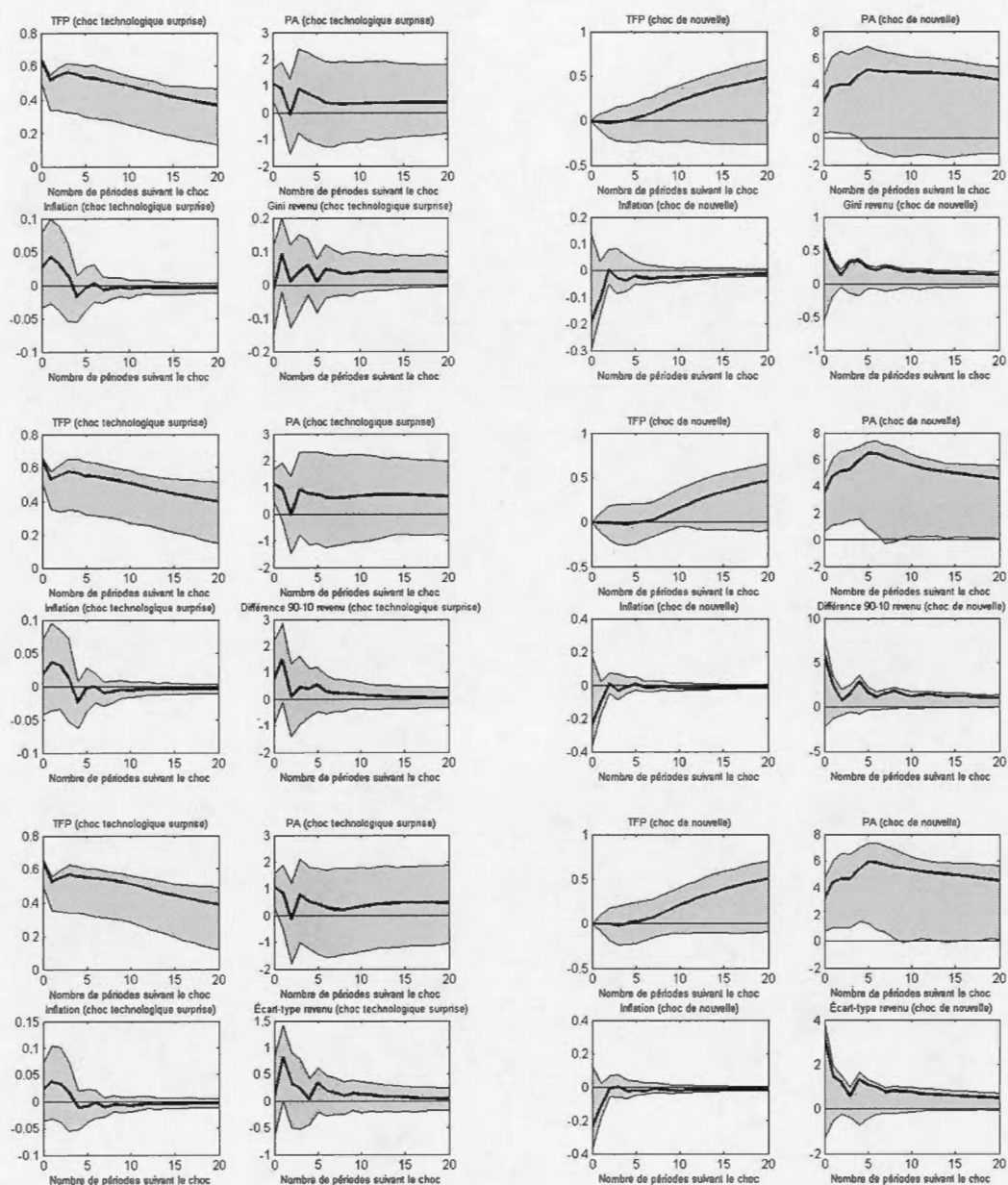


Figure B.2: Fonctions de réponse des inégalités de revenu total suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite)

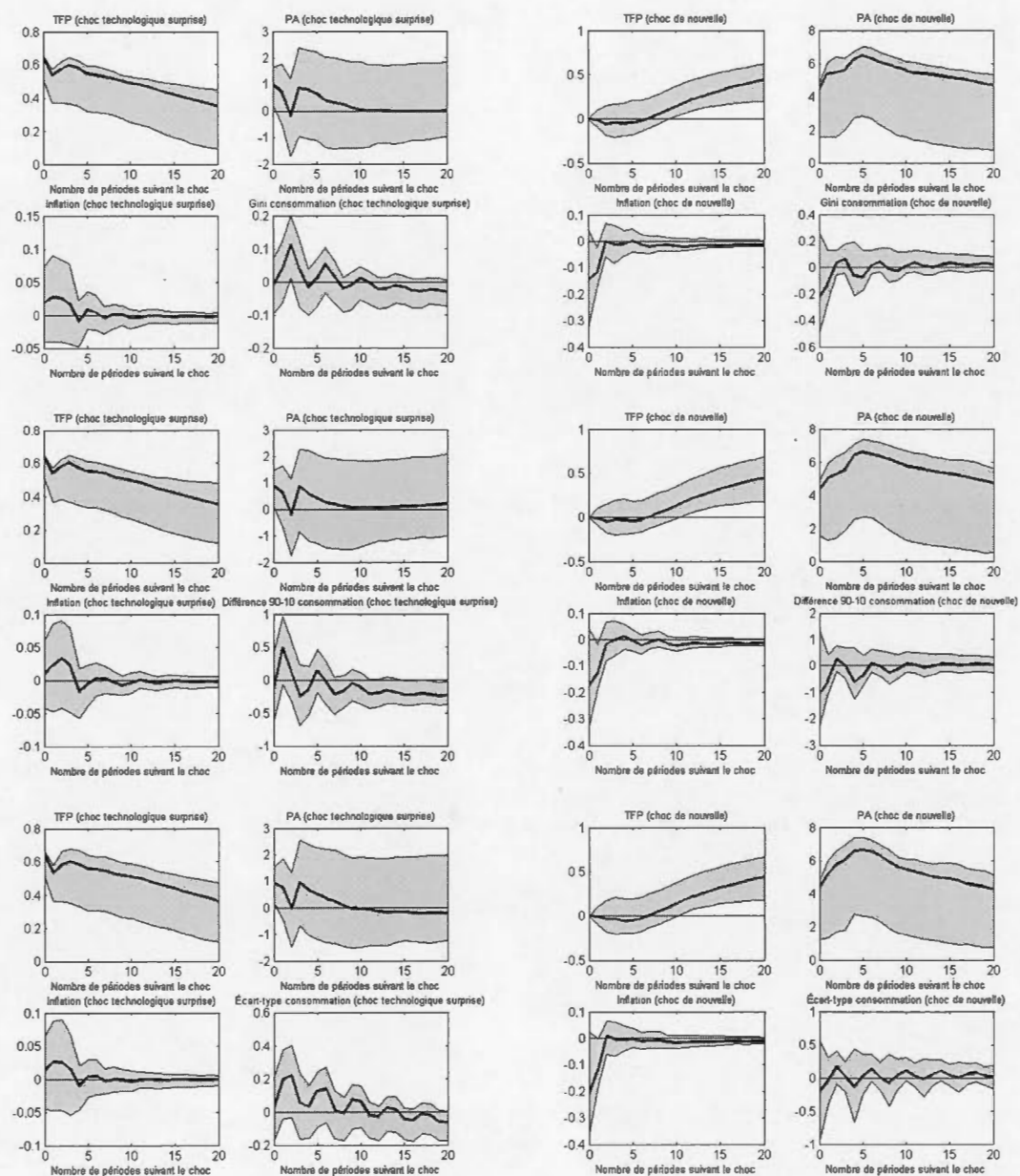


Figure B.3: Fonctions de réponse des inégalités de consommation suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite)

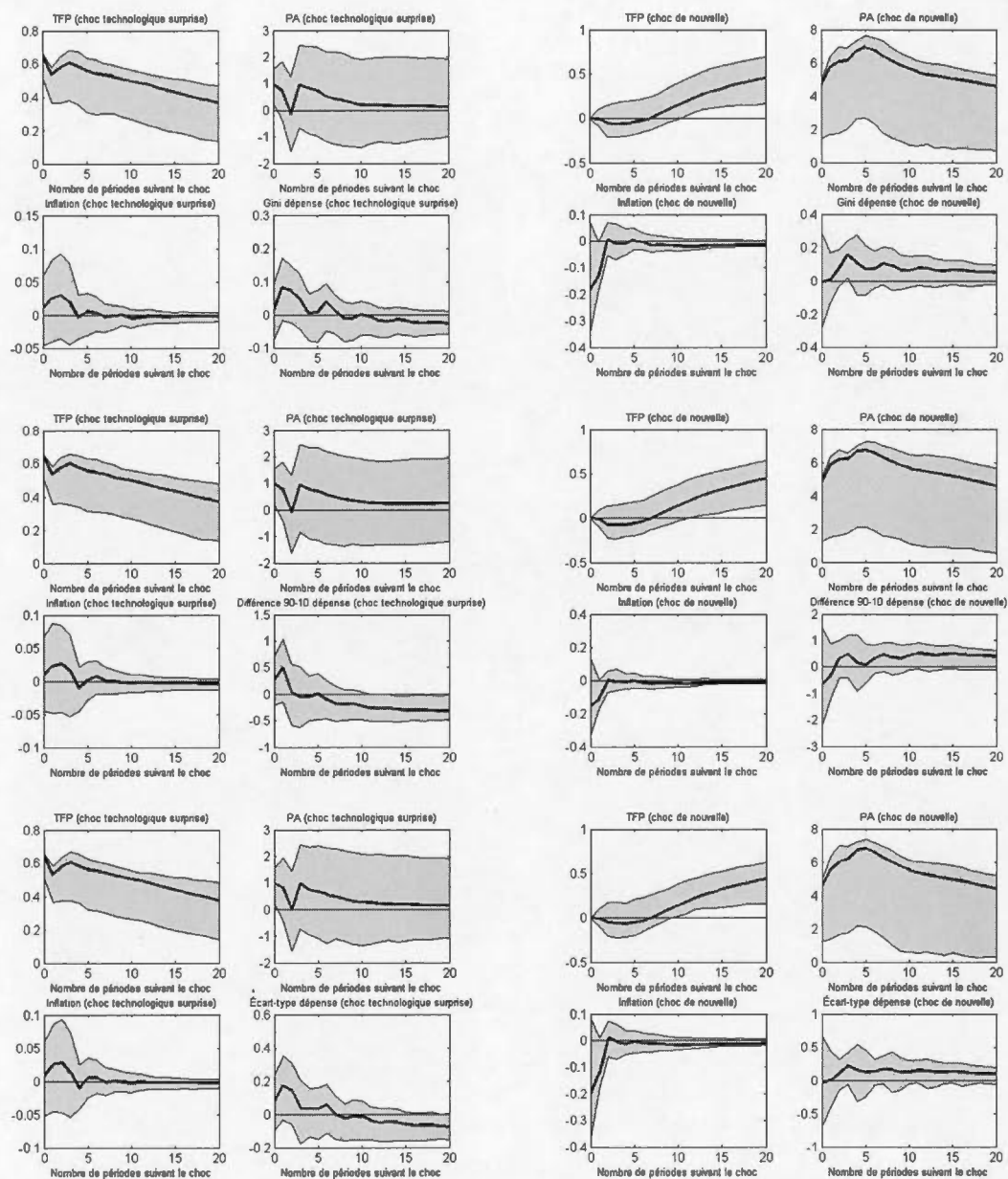


Figure B.4: Fonctions de réponse des inégalités de dépense totale suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite)

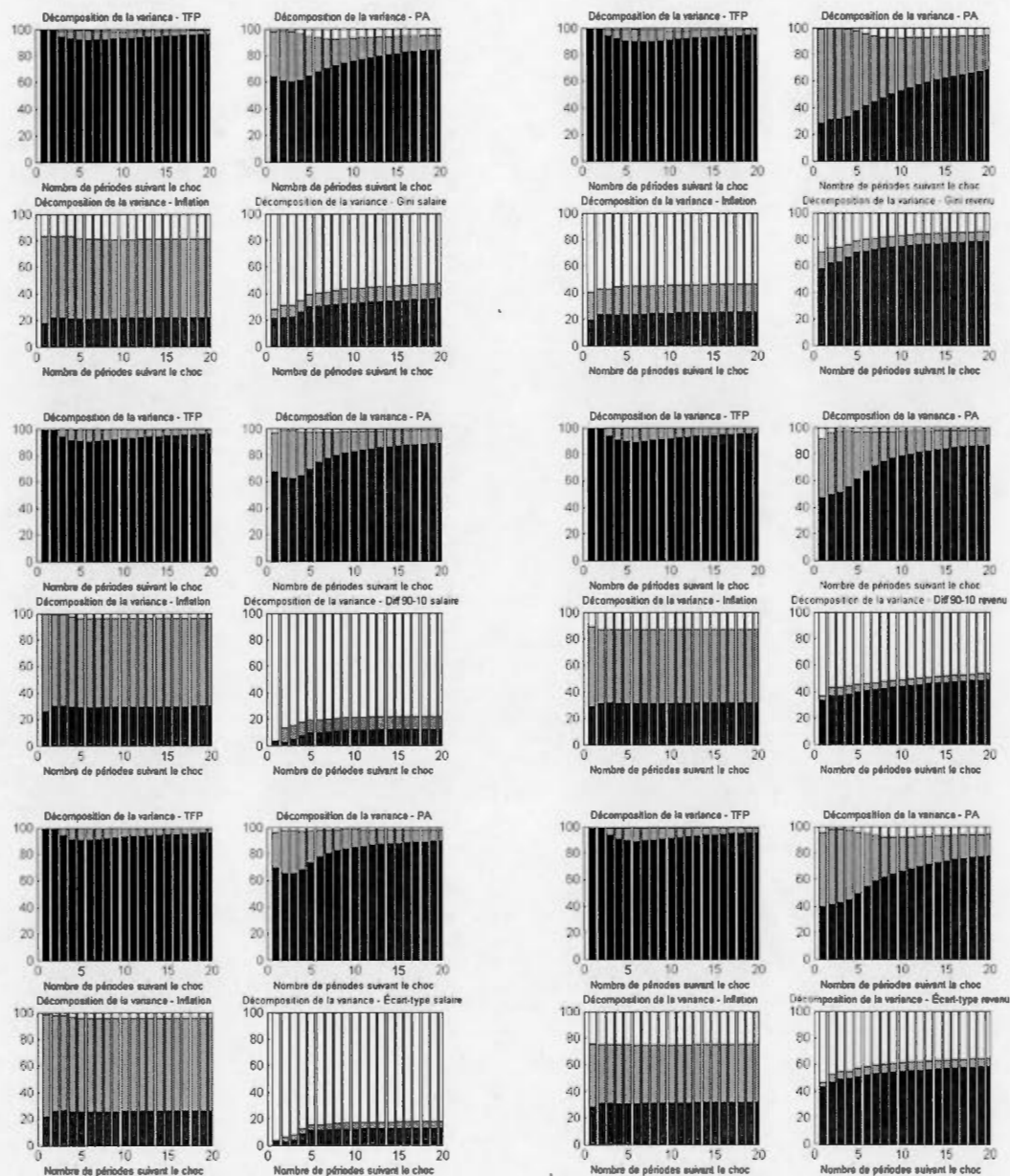


Figure B.5: Décompositions de variance pour les inégalités de salaire (à gauche) et de revenu (à droite).

Note : La zone noire représente la part du choc technologique surprise et la part grise foncée celle du choc de nouvelle. Les parties grises claires et blanches représentent la part des deux autres chocs structurels (qui sont exclus de notre analyse).

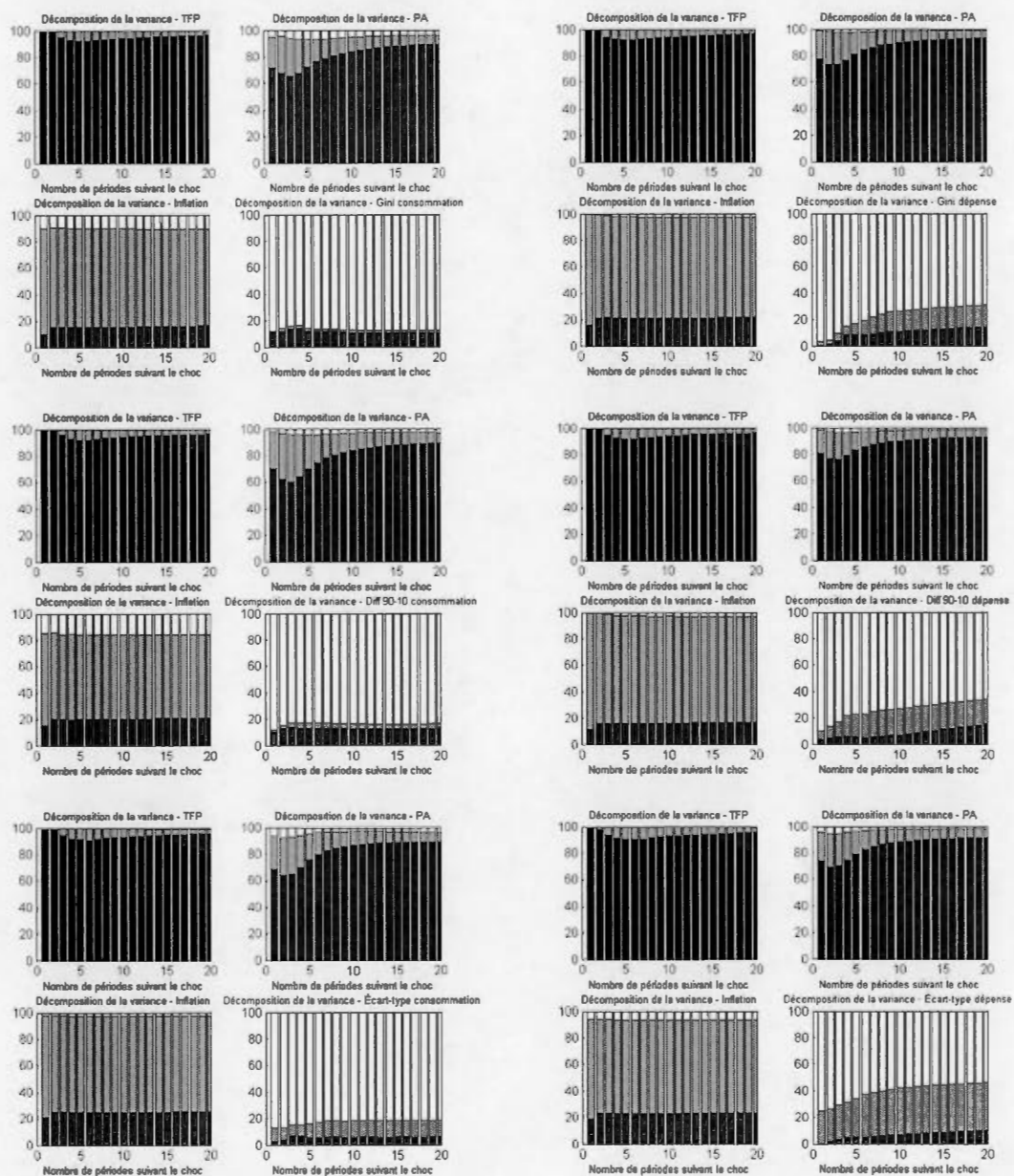


Figure B.6: Décompositions de variance pour les inégalités de consommation (à gauche) et de dépense totale (à droite).

ANNEXE C

RÉSULTATS DES MODÉLISATIONS ALTERNATIFS

C.1 MODÈLE AVEC LES HEURES TRAVILLÉES

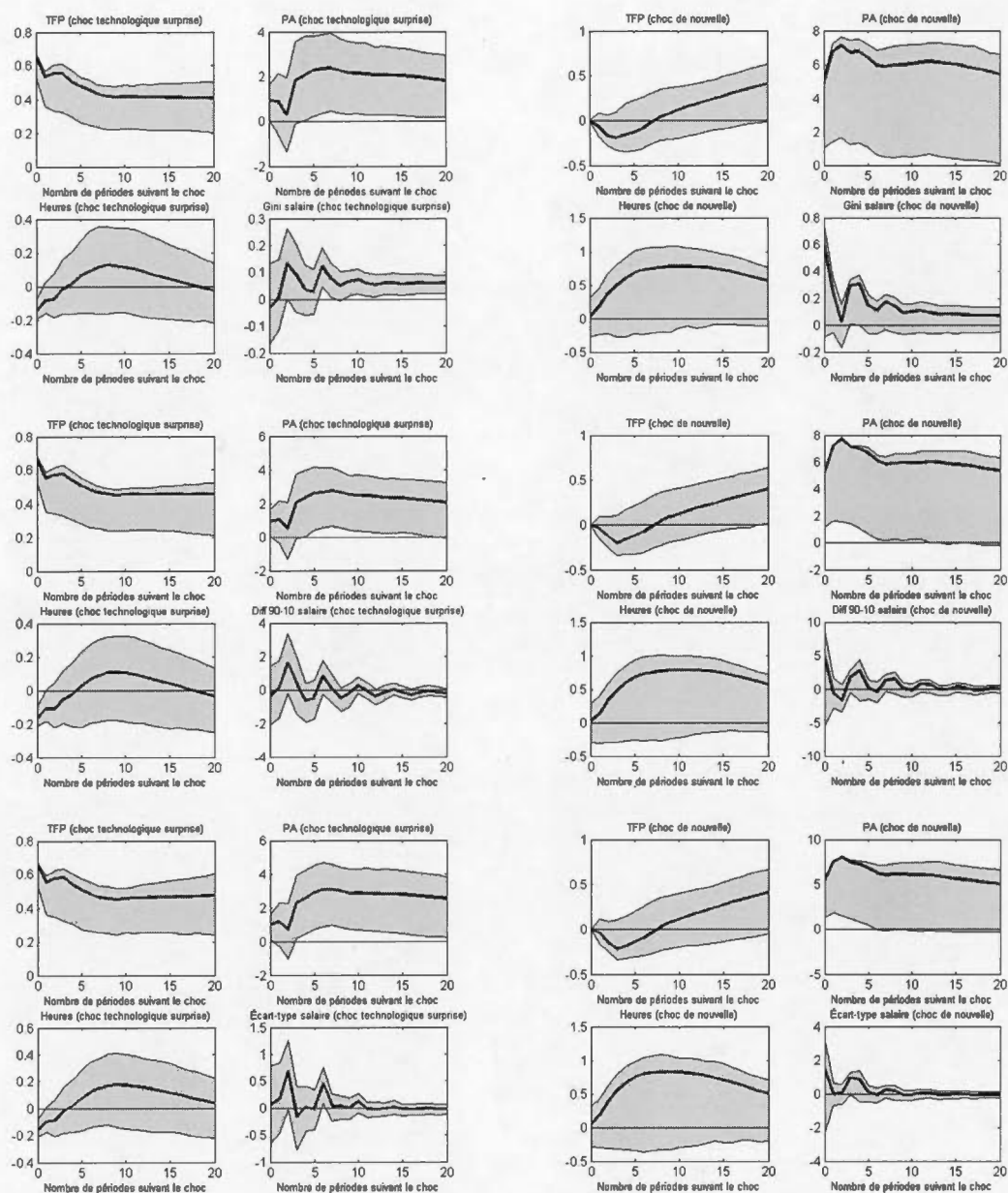


Figure C.1: Fonctions de réponse des inégalités de salaire suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite). Modèle avec les heures.

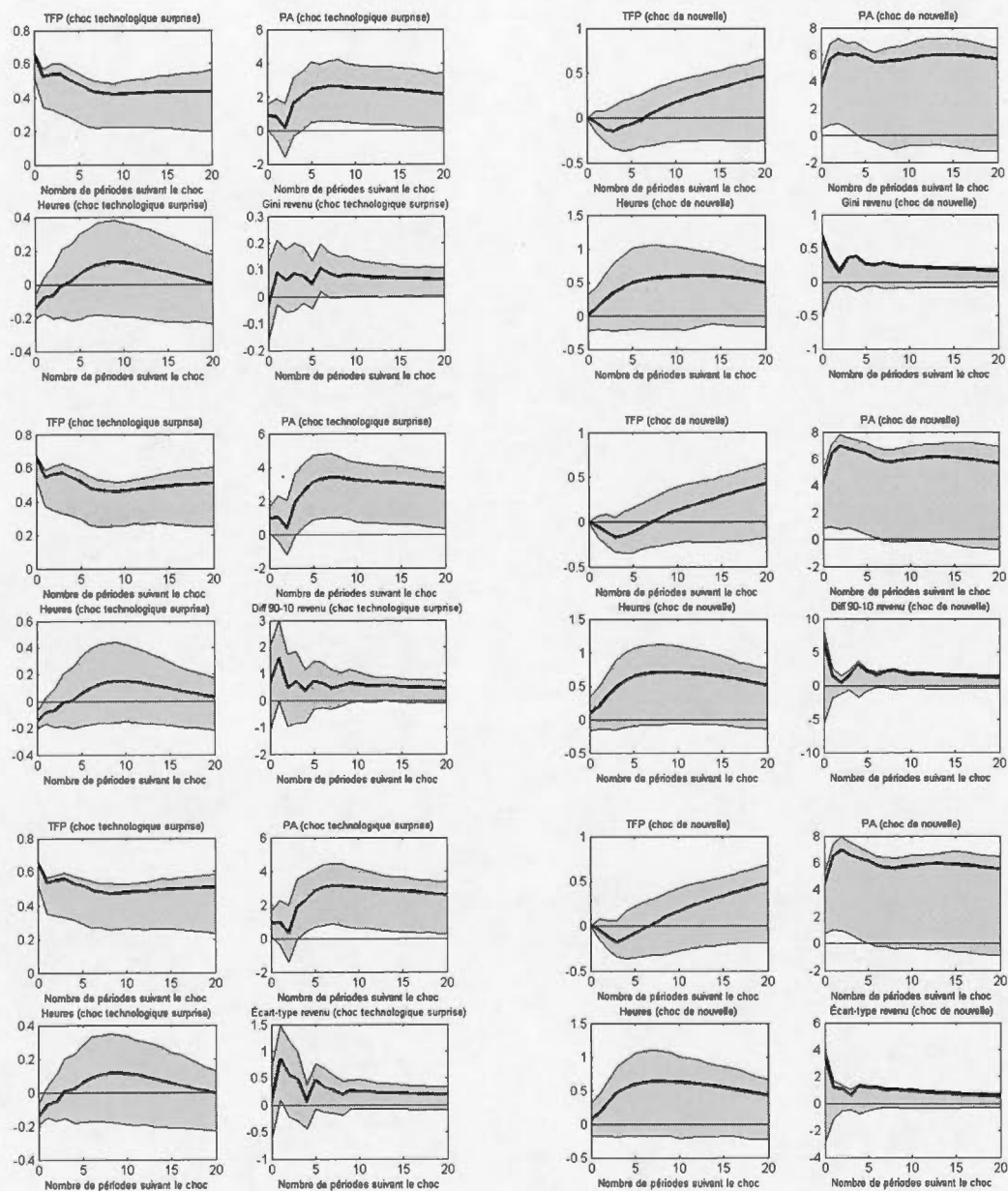


Figure C.2: Fonctions de réponse des inégalités de revenu total suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite). Modèle avec les heures.

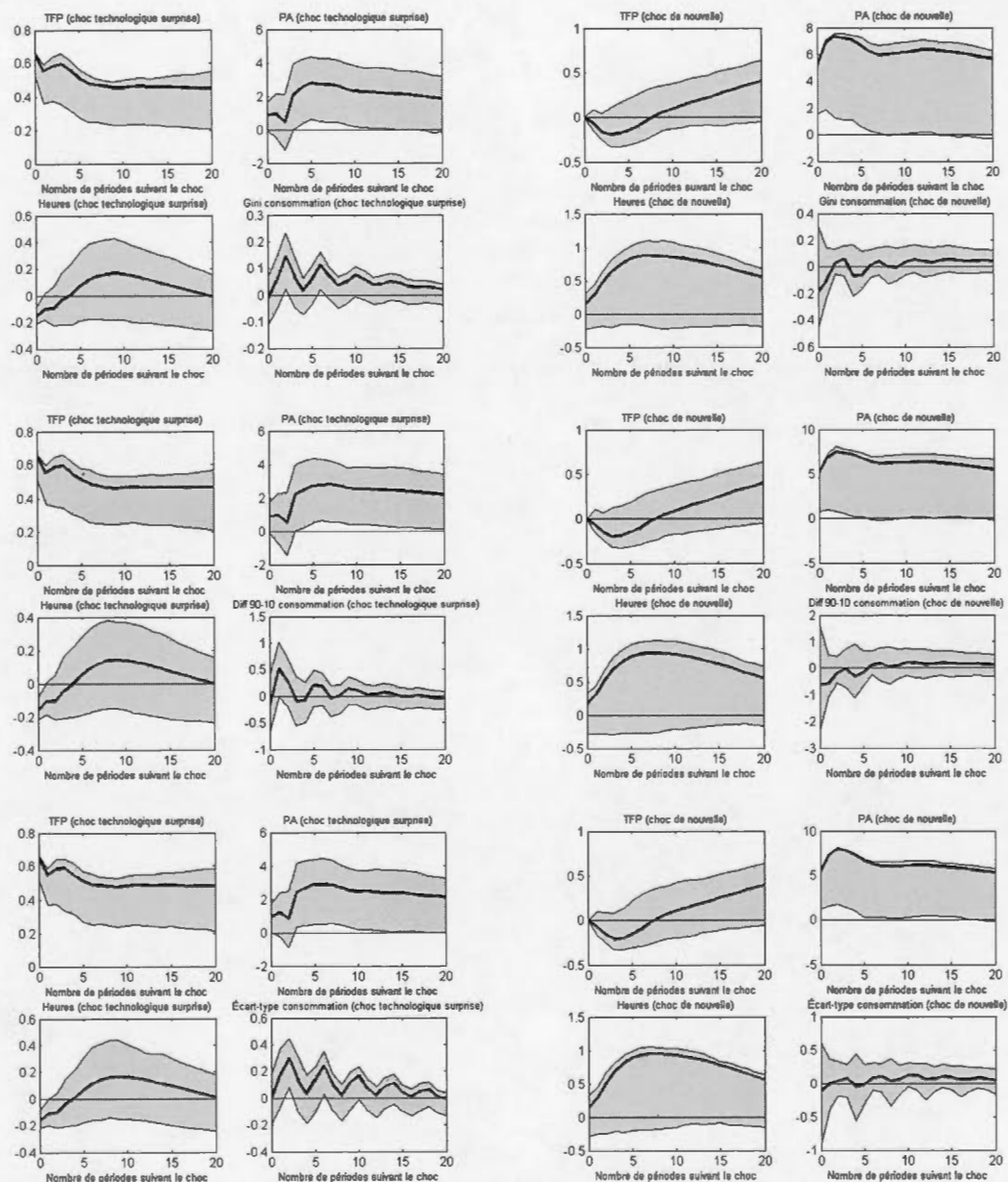


Figure C.3: Fonctions de réponse des inégalités de consommation suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite). Modèle avec les heures.

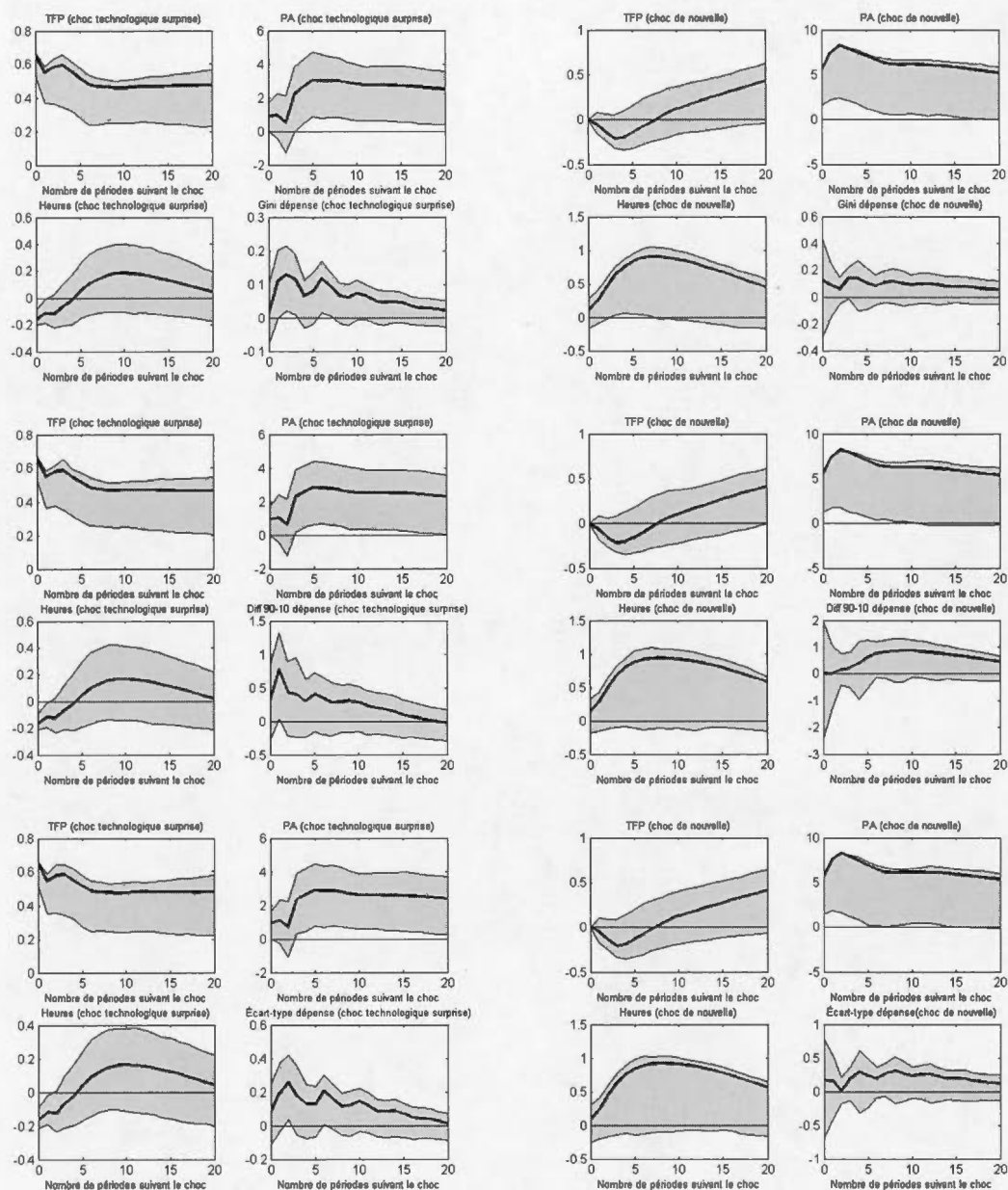


Figure C.4: Fonctions de réponse des inégalités de dépense totale suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite). Modèle avec les heures.

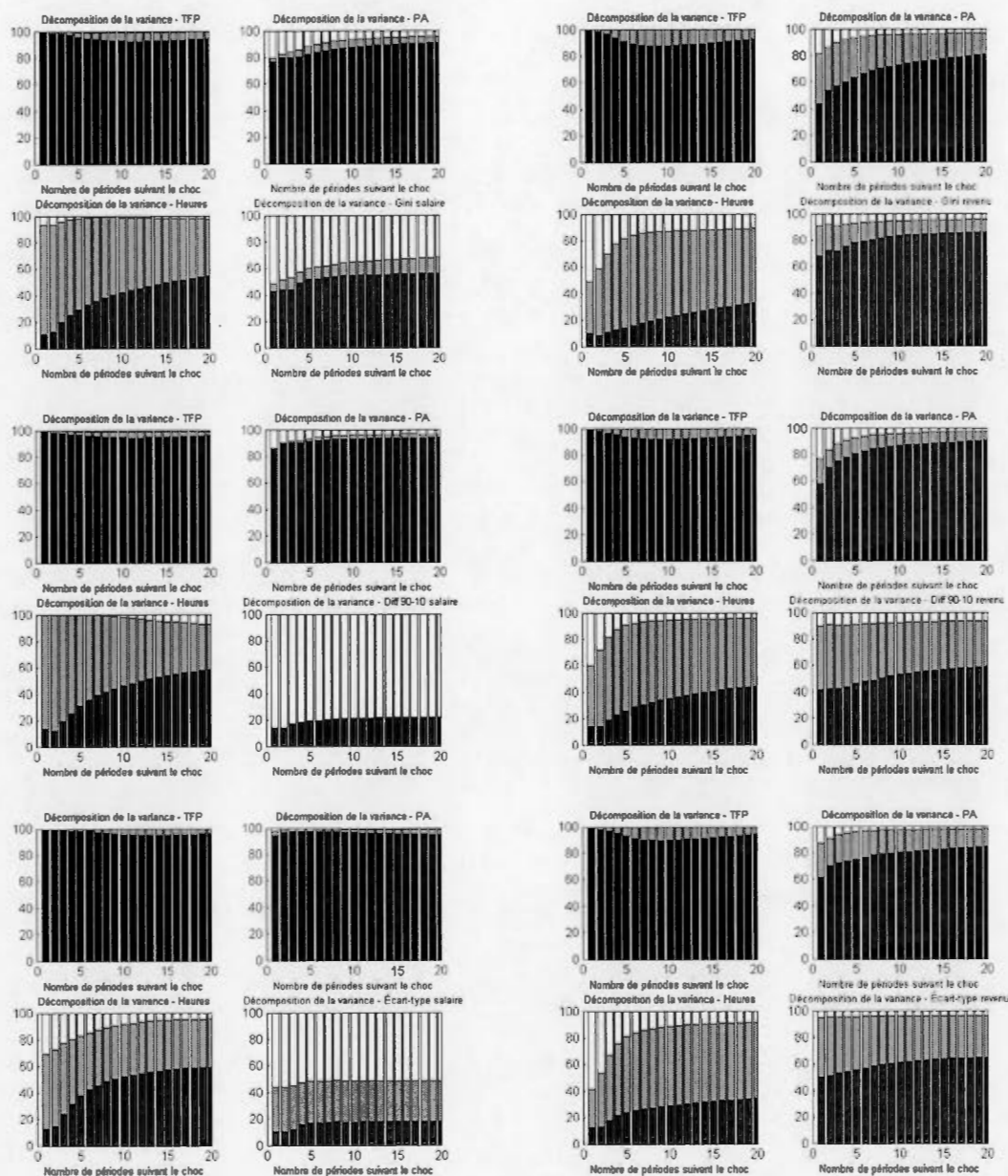


Figure C.5: Décompositions de variance pour les inégalités de salaire (à gauche) et de revenu (à droite). Modèle avec les heures.

Note : La zone noire représente la part du choc technologique surprise et la part grise foncée celle du choc de nouvelle. Les parties grises claires et blanches représentent la part des deux autres chocs structurels (qui sont exclus de notre analyse).

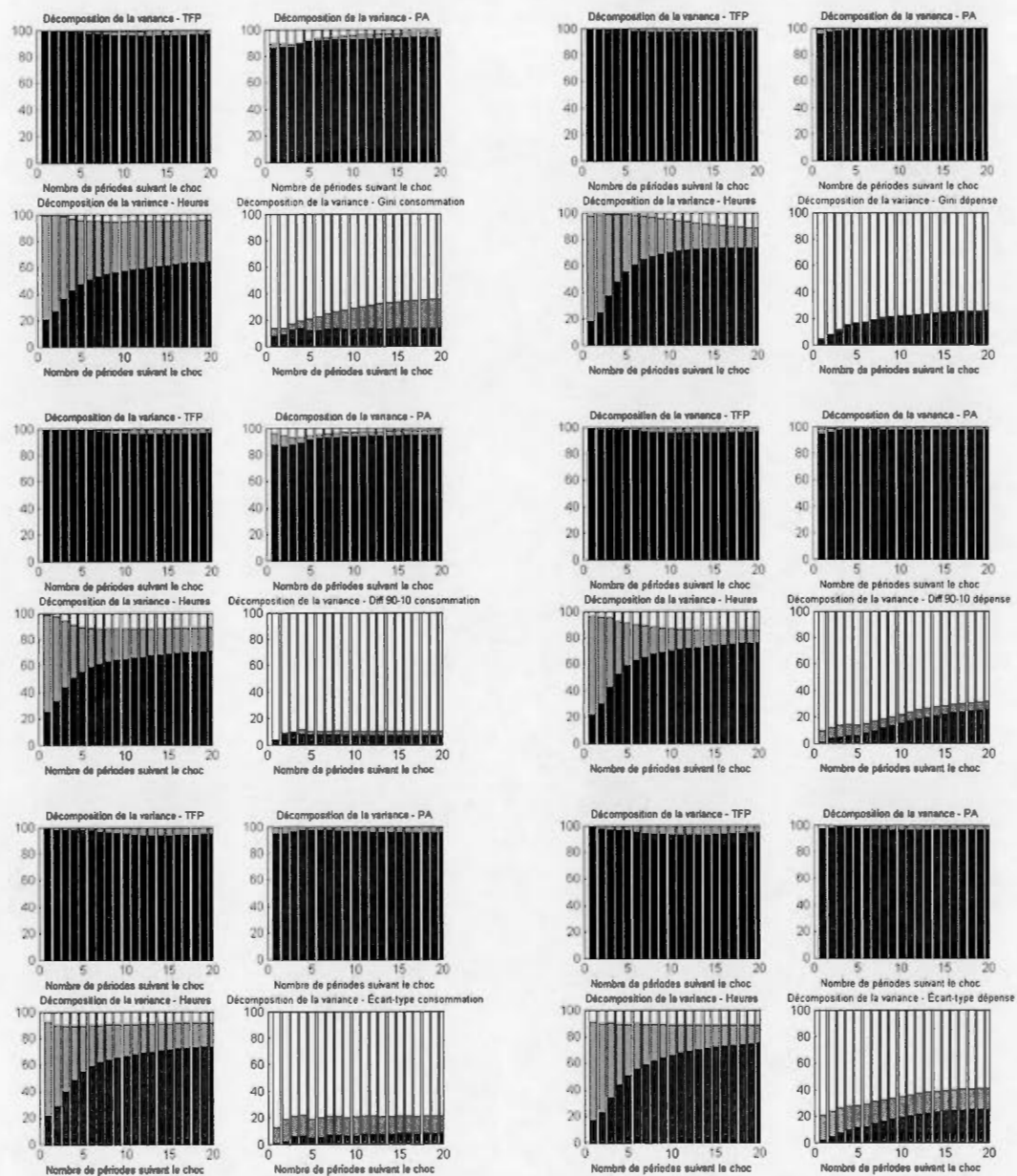


Figure C.6: Décompositions de variance pour les inégalités de consommation (à gauche) et de dépense totale (à droite). Modèle avec les heures.

C.2 MÉTHODE SVECM

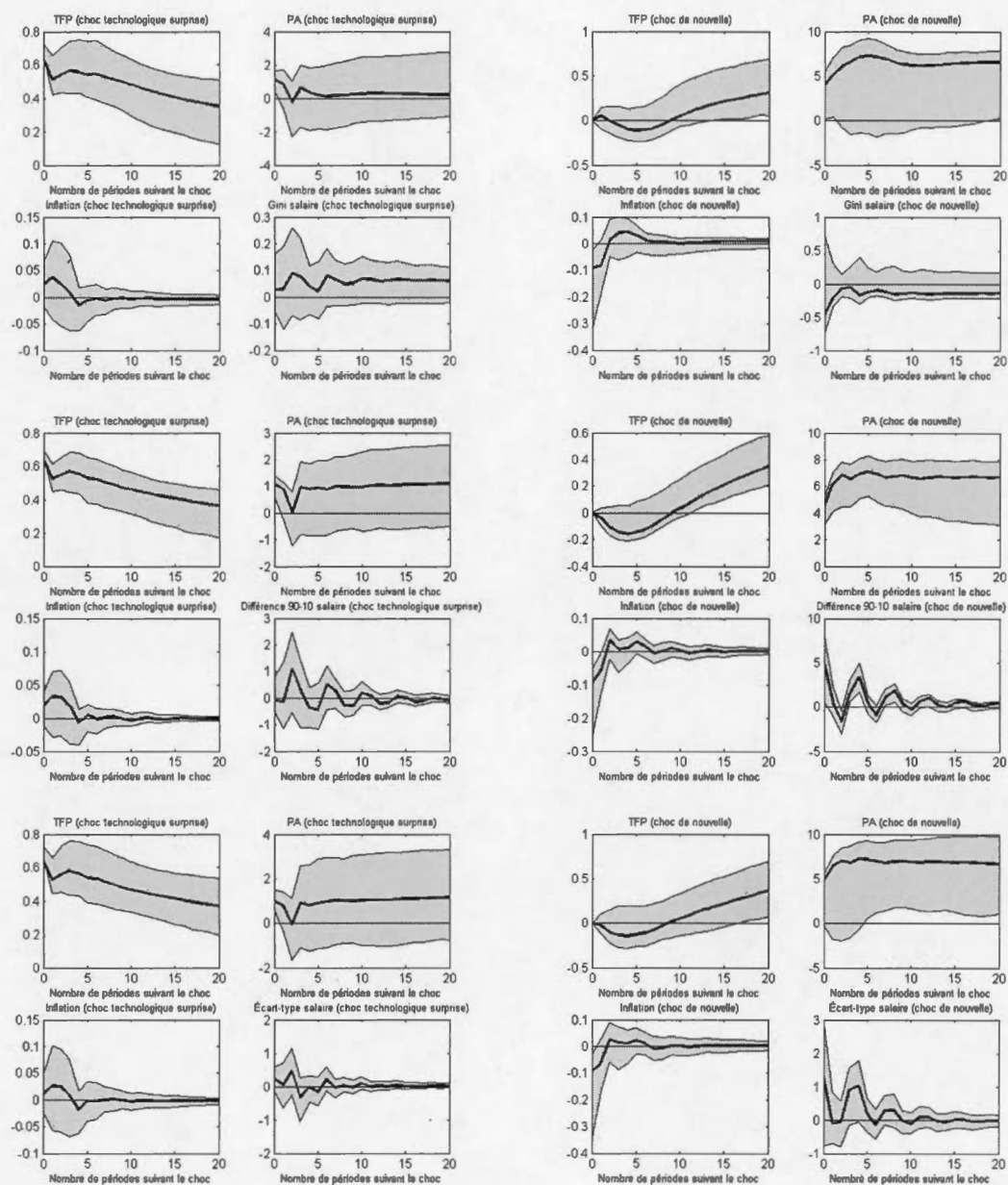


Figure C.7: Fonctions de réponse des inégalités de salaire suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite). Modèle SVECM.

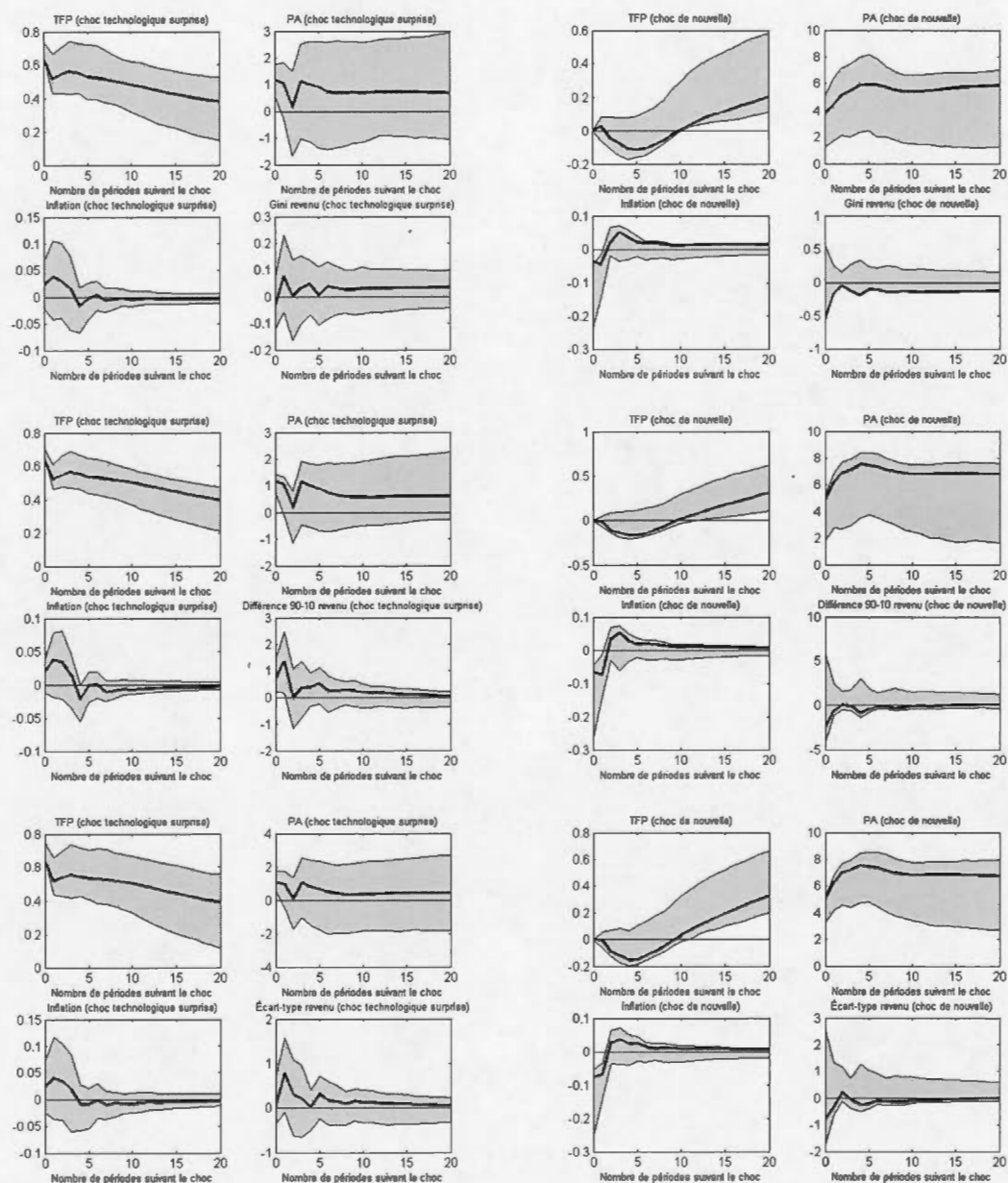


Figure C.8: Fonctions de réponse des inégalités de revenu total suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite). Modèle SVECM.

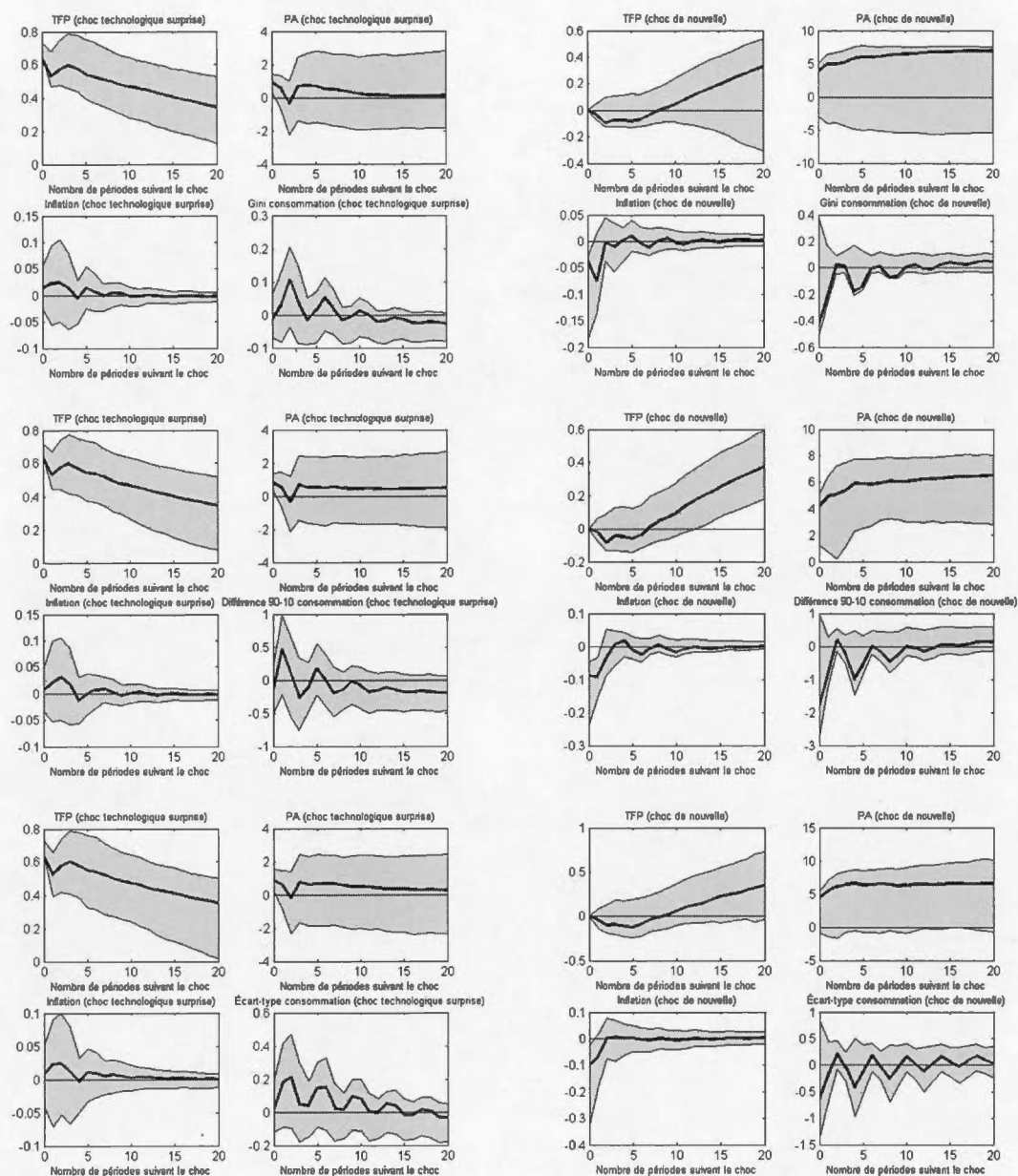


Figure C.9: Fonctions de réponse des inégalités de consommation suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite). Modèle SVECM.

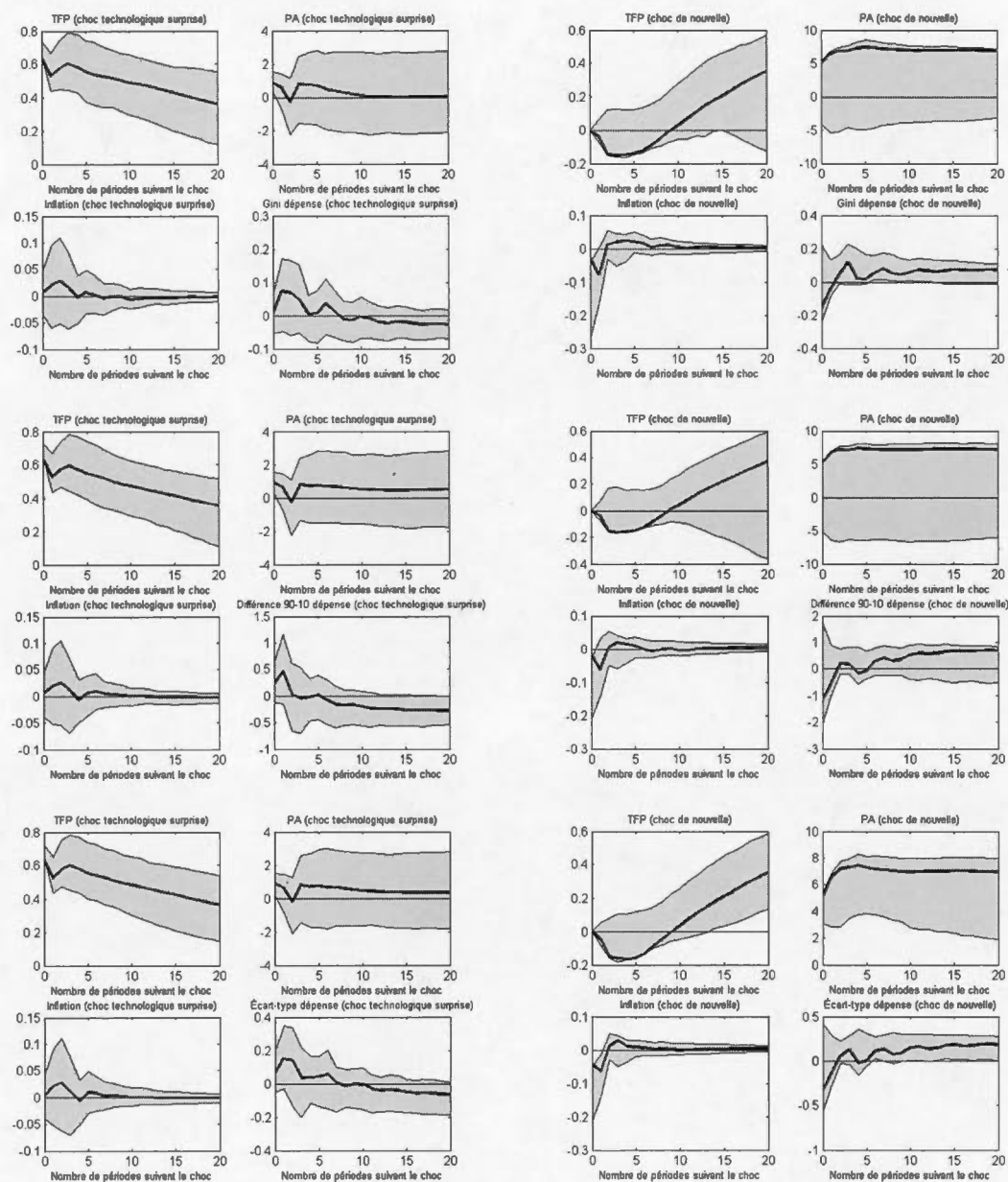


Figure C.10: Fonctions de réponse des inégalités de dépense totale suite à un choc surprise (à gauche) et de nouvelle (à droite). Modèle SVECM.

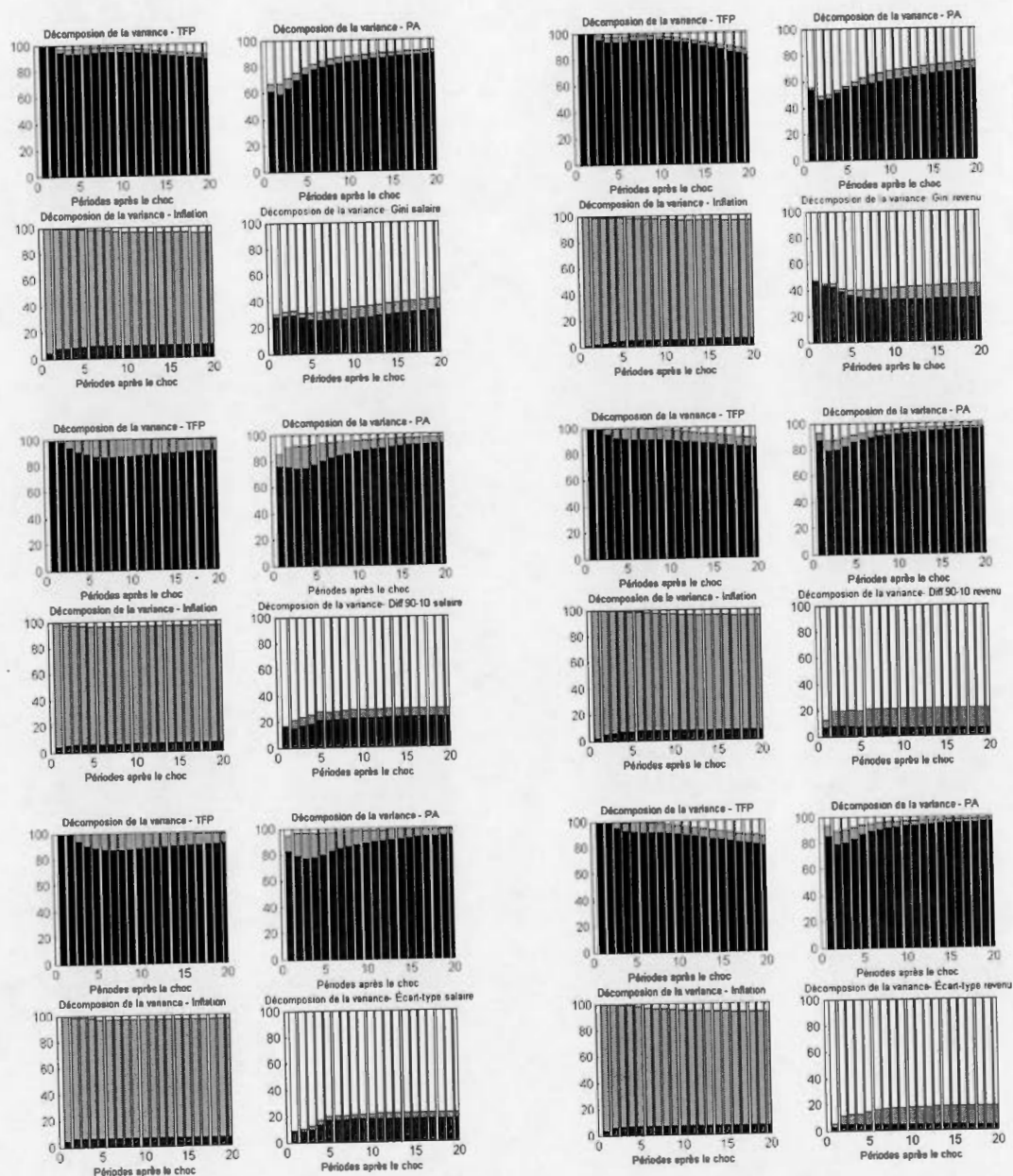


Figure C.11: Décompositions de variance pour les inégalités de salaire (à gauche) et de revenu (à droite). Modèle SVECM.

Note : La zone noire représente la part du choc technologique surprise et la part grise foncée celle du choc de nouvelle. Les parties grises claires et blanches représentent la part des deux autres chocs structurels (qui sont exclus de notre analyse).

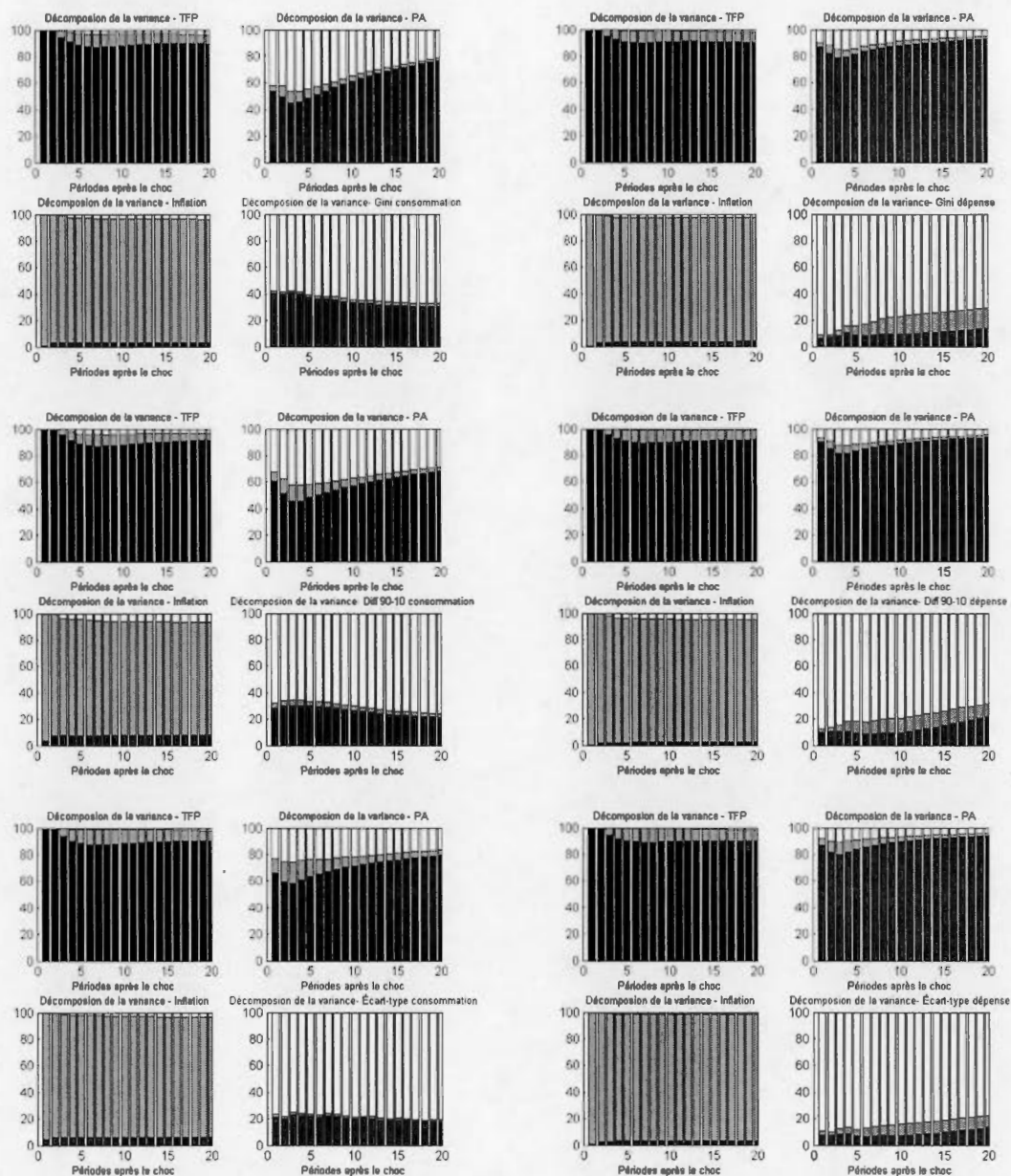


Figure C.12: Décompositions de variance pour les inégalités de consommation (à gauche) et de dépense totale (à droite). Modèle SVECM.

RÉFÉRENCES

- Albanesi, S. (2006). Inflation and Inequality. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1088-1114.
- Atolia, M., Chatterjee, S. et Turnovsky, S. (2009). Growth and Inequality : Dependence on the Time Path of Productivity Increases (and Other Structural Changes). *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(3), 331-348.
- Attanasio, O., Hurst, E. et Pistaferri, L. (2012). The Evolution of Income, Consumption, and Leisure Inequality in the US, 1980-2010. *NBER Working Paper*, No. 17982.
- Barsky, R. et Sims, E. (2011). News Shocks and Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 58(3), 273-289.
- Barsky, R., Basu, S. et Lee, K. (2014). Whither News Shocks ?. *NBER Macroeconomics Annual 2014*, Vol. 29. University of Chicago Press.
- Basu, S., Fernald, J. et Kimball, M. (2006). Are Technology Improvements Contractionary ? *American Economic Review*, 96(5), 1418-1445.
- Beaudry, P. et Portier, F. (2006). Stock Prices, News, and Economic Fluctuations. *American Economic Review*, 96(4), 1293-1307.
- Berg, A., Ostry, J. et Tsangarides, C. (2014). Redistribution, Inequality, and Growth. *IMF Staff Discussion Note*, SDN/14/02.
- Blank, R. et Card, D. (1993). Poverty, Income Distribution, and Growth : Are They Still Connected ? *Brookings Papers on Economics Activity*, 2, 285-339.
- Bureau of Labor Statistics. [s.d]. Data : Consumer Expenditure Survey. Récupéré le 23 février 2015 de [http ://www.bls.gov/cex/](http://www.bls.gov/cex/)
- Campbell, J. Y. et Perron, P. (1991). Pitfalls and Opportunities : What Macroeconomists Should Know about Unit Roots. Dans O. J. Blanchard et S. Fischer (dir.), *NBER Macroeconomics Annual 1991*, Vol. 6, (p.141-220). Boston : MIT Press.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. et Silvia, J. (2012). Innocent Bystanders ? Monetary Policy and Inequality in the U.S. *IMF Working Paper*, WP/12/199.
- Dickey, D. A. et Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.

- Engle, R. F. et Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Esteban, J. et Ray, D. (2011). Linking Conflict to Inequality and Polarization *American Economic Review*, 101(4), 1345-1374.
- Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M. et Zhang, Z. (1994). Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries. *American Economic Review*, 84(1), 66-83.
- Federal Reserve Bank of San Francisco (Sf FED). [s.d]. *SF FED. Economic Research John G. Fernald*. Récupéré le 2 mai 2015 de <http://www.frbsf.org/economic-research/total-factor-productivity-tfp/>
- Fève, P. et Guay, A. (2015). Sentiments in SVARs. [Manuscrit non publié].
- Gali, J. (1999). Technology, Employment, and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations ? *American Economic Review*, 89(1), 249-271.
- Gervais, M. et Klein, P. (2010). Measuring Consumption Smoothing in CEX data. *Journal of Monetary Economics*, 57(8), 988-999.
- Guay, A. et St-Amant, P. (2005). Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles ? *Annales d'économie et de statistiques*, n.77.
- Heathcote, J., Perri, F. et Violante, G.L. (2010). Unequal We Stand : An Empirical Analysis of Economic Inequality in the United States : 1967-2006. *Review of Economic Dynamics*, 13(1), 15-51.
- Inter-University Consortium for Political and Social Research (ICPSR). [s.d]. Data : Consumer Expenditure Survey Series. Récupéré le 23 février 2015 de <https://www.icpsr.umich.edu/icpsrweb/ICPSR/series/20>
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. et Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root : How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root ? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Liu, Z. et Phaneuf, L. (2011). The Adjustements of Hours and Real Wages to Technology Shocks : Assessing the Role of Nominal Rigidities. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, 2008-30.
- Lütkepohl, H. (2007). *News Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin : Springer.

- Ramey, V. A. [s.d]. Data : Francis-Ramey Updates (*courtesy of Shawn Sprague*) : *Quarterly Data on Total Hours and Employment : 1947q1-2015q1*. Récupéré le 2 mai 2015 de <http://econweb.ucsd.edu/~vramey/research.html#data>
- Shiller, Robert. [s.d]. Data : Stock Markets data : *U.S. Stock Markets 1871-Present and CAPE Ratio*. Récupéré le 4 mai 2015 de <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>
- Stiglitz, J. (2012). *The Price of Inequality : How Today's Divided Society Endangers our Future*. New York : W.W Norton & Compagny.
- Stock, J. H. et Watson, M. W. (1988). Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), Theory and Methods, 1097-1107.
- Uhlig, H. (2003). What moves real GNP? *Center for Economics Policy Research*. Récupéré de <http://dev3.cepr.org/meets/wkcn/1/1511/papers/uhlig.pdf>